The Impact of Employment Insurance on New-entrants and Re-entrant Workers

Final Report

Prepared for:
Strategic Evaluation and Monitoring
Evaluation and Data Development
Strategic Policy
Human Resources Development Canada

Prepared by:
Shelley Phipps
Dalhousie University
and Fiona MacPhail
University of Northern British Columbia

November 2000

SP-AH135-11-00E

Acknowledgements

Paper prepared for the Strategic Evaluation and Monitoring Directorate, Human Resources Development Canada, as part of the ongoing evaluation of the "Impacts of the Employment Insurance Act on Individuals, Communities, and the Economy." We would like to thank Lynn Lethbridge for excellent research assistance.

Table of Contents

Abstract i

1. Introduction 1

2. Data and NERE Identification Issues 3
2.1 Data 3
2.2 The Identification of NERE Workers 3

3. Who Are the NERE Workers? 7

4. How Has EI Affected NERE Access to Benefits? 15
4.1 Descriptive Analysis 15
4.2 Multivariate Analysis 21

5. NEREs' Experiences with UI/EI 31

6. Conclusions 35

Biographical Notes 37

Bibliography 39

106-02329/

List of Tables

Table 1	New and Re-Entrants as a Percentage of All Job Separators, All Regular Claimants, and UI/EI Benefit Recipients	8
Table 2	Percentage of All Job Separators by Category Who Are New and Re-Entrants	10
Table 3	Composition of New and Re-Entrants by Category	12
Table 4	NEREs and Non-NEREs Who Receive Regular Benefits	16
Table 5A	Percentage of All Non-NEREs Receiving Benefits — by Category	17
Table 5B	Percentage of All NEREs Receiving Benefits — by Category	19
Table 6	Probit Regressions of the Probability of Receiving Regular Benefits NEREs and Non-NEREs (Standard Errors in Parentheses)	22
Table 7	Probit Regressions of the Probability of Receiving Regular Benefits NEREs (Standard Errors in Parentheses)	25
Table 8	Probit Regressions of the Probability of Receiving Regular Benefits NERE Males and NERE Females (Standard Errors in Parentheses)	27
Table 9	Mean and Distribution of Benefit Entitlement Weeks for Those Who Are Entitled to Some Weeks of Benefits	31
Table 10	Termination Code for Those With Benefits	32
Table 11	Mean Weekly Regular Benefits Who Collected UI/EI Recipients (Standard Errors in Parentheses)	33

Abstract

This study investigates the impact of EI on new and re-entrant (NERE) workers. The objectives of the study are to identify and characterize NERE workers and to investigate the extent to which the change from UI to EI reduces the access of NERE workers to employment insurance benefits.

The study focuses on two components of the program change, which are particularly relevant for the NERE group. These changes are an increase in eligibility condition and a switch from a weeks-based system (UI) to an hours-based system (EI).

In 1995-1997, NEREs represented about 26 percent of all workers with a job separation. NEREs were mostly young, single, and had no children. Re-entrant mothers may have relatively higher probability of being NEREs if they separated from their jobs. However, re-entrant mothers did not constitute a large proportion of the NERE population. Job separators were more likely to be NEREs if they were relatively younger, had relatively lower hourly wages and family annual incomes.

NEREs were much less likely to receive EI benefits than non-NEREs, both under UI and EI. Benefit recipiency rates for NEREs were generally one-half of the non-NEREs'. The increase in eligibility condition substantially reduced access to benefits for NERE workers, but the switch from a weeks-based system to an hours-based system significantly improved the situation. The net effect of the two policy changes was thus only a small reduction in the overall benefit recipiency rate for NEREs. In general, this pattern of change in access to benefits should also be observed for various socio-economic sub-groups. The net change in benefit recipiency rate remained stable and low for NERE youth, fell for NERE women, and increased for NERE men.

Average weeks of entitlement for NEREs was 30.3 weeks in the post January 1997 period, roughly 4 weeks less than that of non-NEREs'. NERE EI recipients also received lower average weekly benefits than non-NEREs. During the same period, the average NERE EI benefit was $236, or about 82 percent of the average weekly non-NERE benefits. Young NERE recipients had considerably lower average weekly benefits, at $176.

1. Introduction

The *Employment Insurance Act* (EI) replaced the *Unemployment Insurance (UI) and the National Training Act* on July 1, 1996. The new EI system is designed to provide more help to those who are unemployed to return to work, to strengthen work incentives, help workers adjust to economic change through reinvestment in re-employment benefits, and secure $1.2 billion in savings by 2001-2002.[1] The EI system has two main components which are a redesigned income benefits program and an active re-employment benefits and support program. With respect to the income benefits program, one of the four main changes is the switch from using a weeks-based criterion to determine eligibility for unemployment benefits (under UI) to the use of an hours-based criterion of work (under EI). The hours-based criterion reflects the idea that all hours worked should count towards determining eligibility (since under UI, if an individual worked less than 15 hours per week, then the work did not count toward benefit entitlement). This is considered to be an important program design change given the increased prevalence of part-time work and a possible incentive to create jobs which are less than 15 hours per week.[2] The first major focus of this paper is to study the impact of the switch from the weeks-based to the hours-based criterion for determining eligibility for unemployment benefits on one group of workers, namely, the new and re-entrant workers.

New and re-entrants (NEREs) to the labour market face a tougher eligibility criterion for unemployment insurance benefits compared to regular workers, under both UI and EI. The tougher eligibility criterion for NEREs has been designed to reduce the incentive for anyone to enter the labour force primarily to establish eligibility for unemployment insurance benefits. The switch to EI further increases the difficulty of establishing eligibility for unemployment insurance benefits for NERE workers. This design feature was implemented in order to encourage individuals to establish reasonable attachment to the labour force before collecting benefits with the idea that this will reduce the probability of becoming reliant on the EI system.[3] The second major focus of this paper, therefore, is to investigate the consequences of the increase in eligibility conditions for NERE workers (from 20 to 26 weeks as of July 1, 1996 with a conversion of the 26 weeks to 910 (35 x 26) hours as of January 1, 1997).

There is little information about the group of NEREs and this paper seeks to address this gap in our current understanding of UI/EI. Thus, we first ask: "Who are the NEREs?" We establish the percentage of workers with job separations who are NEREs and study their characteristics. Since neither the Canadian Out of Employment Panel (COEP) survey nor the UI/EI administrative data explicitly identify NERE workers, perhaps the major contribution of this research is simply the identification and analysis of NERE workers. Second, we investigate the consequences for NERE workers of the change from UI to EI.

---

1 Human Resources Development Canada. *A Guide to Employment Insurance*. www.hrdc-drhc.gc.ca/hrdc/ei/sc1236_e.html, pp. 1-2.

2 Ibid, pp. 3-5.

3 Ibid, pp. 17.

Specifically, has the switch from UI to EI reduced the access of NERE workers to (un)employment insurance benefits? Two components of the program change are particularly relevant for the NERE group and so we focus upon these: (i) the increase in eligibility conditions (from 20 to 26 weeks) and (ii) the switch from a weeks-based program to an hours-based program.

One might hypothesize that young workers seeking their first job and mothers returning to the labour market after taking time out to care for pre-school children might constitute two important groups of NEREs. We are interested in investigating whether this is so and, in particular, in assessing the effects of the policy change for these two groups.

Section 2 of the report discusses the data employed and some of the major issues involved in identifying NEREs. Section 3 focuses upon the question: Who are the NERE workers? Section 4 asks: How has the switch from UI to EI affected NERE workers' access to benefits? More specifically, what were the consequences of tightening eligibility (from 20 to 26 weeks) and of switching from a weeks-based to an hours-based system? Section 5 continues with some discussion of the NERE experience of UI/EI benefits. Section 6 concludes.

2. Data and NERE Identification Issues

2.1 Data

This paper uses Human Resources Development Canada (HRDC)'s Canadian Out of Employment Panel (COEP) survey data and several UI/EI administrative files. The target population for the COEP survey is Canadians aged 15 and over, living in the ten provinces or the territories, who had a job separation or a break/change in employment between July 1995 and December 1997 inclusive. Survey participants were selected from the HRDC Record of Employment administrative file. Selected individuals were then contacted by telephone, up to 12 months after the separation for which they were selected into the sample.

The COEP survey includes 4 cohorts of individuals who had an interruption in their employment or a job loss before July 1, 1996 (when the first aspects of the Employment Insurance (EI) system came into effect, including the increase in new and re-entrants (NERE) entrance requirements from 20 to 26 weeks). Two cohorts had job separations between July 1, 1996 and January 1, 1997 (when the switch from a weeks-based system to an hours-based system came into effect). The remaining 4 cohorts had job separations after January 1, 1997. Each cohort is a sample of all individuals with a separation/interruption occurring in a particular quarter.

The COEP provides a wide-ranging set of information about job separators and this paper uses the usual demographic variables such as age, sex, marital status and number of children, as well as household income, hourly wage at last job, and receipt of UI/EI benefits. The UI/EI administrative database contains the Record of Employment information which is used to construct individual employment histories.

2.2 The Identification of NERE Workers

Under Unemployment Insurance (UI), NEREs were defined in terms of a weeks-based criterion and, specifically, as workers with: (i) less than 14 weeks of insurable employment in the 52 weeks preceding the qualifying period; (ii) less than 14 weeks of benefit paid or payable; or (iii) any combination of (i) and (ii). Under EI, NEREs are defined using an hours-based criterion and, specifically, as workers with: (i) less than 490 hours (14 weeks at 35 hours/week) of insurable employment in the 52 weeks preceding the qualifying period; (ii) less than 490 hours for which benefits have been paid or were payable (on the basis of 35 hours per week); or (iii) any combination of (i) and (ii).

An important point to notice is that although individuals with job separations after January 1, 1997 should technically now be entirely covered by the EI legislation, in fact the period covered by the COEP is still somewhat transitional. This problem of transition is particularly acute for the identification of NERE workers since the NERE identification

period extends back two years before the actual job separation. For example, if an individual had a job separation in December 1997 (the latest possible date in the COEP sample), then his/her qualifying period is January to December 1997, and the period in which NERE status is determined is between January and December 1996. Prior to January 1, 1997 HRDC converted weeks of work to hours of employment by the simple expedient of multiplying by 35 and so the impact of the switch from weeks to hours on the definition of who is a NERE cannot be assessed with data covering job separations in the 1995 to 1997 period. Effectively, all NEREs in our sample period were identified by the 14 weeks criterion (even if it was nominally an hours criterion, multiplying weeks by 35 hours per week for everyone still basically leaves us with a weeks criterion). The impact of the change to hours on who is identified as a NERE is an interesting research question which must wait for another day.[4]

It should also be noted that the same transition problem partially applies to the calculation of benefit eligibility (for all workers — not just NEREs). For example, while the job separation may have occurred during 1997, for many people, some part of the qualifying period for EI extends back into the 1996 year and in this case, HRDC again converted weeks to hours simply by multiplying each eligible week by 35 hours. Until all of the qualifying period for every worker occurs after January 1997, we won't know the full impact of this policy change.

The first key step in identifying the sample for this analysis is to select individuals who are, by HRDC definition, NEREs to the labour market and this is a difficult process since NEREs are not explicitly flagged in any of these data sources. To identify NERE workers, we constructed work histories for all workers in the COEP survey, regardless of whether they were claimants or not, using a combination of COEP and UI/EI administrative data. Specifically, we used a combination of information from the ROE file, the benefits file,

---

4 The change from a weeks-based definition to an hours-based definition of NEREs will, in the absence of any adjustment to behaviour, change who is defined to be a NERE both in terms of the composition and the size of the NERE population. The impact of the EI change on who is classified as a NERE can be seen from the following chart:

Employment in 52 weeks preceding Qualifying Period	NERE Under UI	NERE Under EI
13 weeks at 35 hrs/week = 455 hours	Yes	Yes
13 weeks at 40 hrs/week = 520 hours	Yes	No
14 weeks at 10 hrs/week = 140 hours	No	Yes
14 weeks at 25 hrs/week = 350 hours	No	Yes
14 weeks at 35 hrs/week = 490 hours	No	No

Thus, for example, an individual who worked 13 weeks with 40 hours per week would be a new entrant under the UI regulations, but not under the EI regulations. However, an individual who worked 14 weeks with 25 hours per week would not be a new entrant under UI, but would be a new entrant under EI. In general, individuals with more weeks but fewer hours per week are less likely to be classified as NEREs under UI, compared to EI. In contrast, individuals with fewer weeks but higher weekly hours are less likely to be classified as NEREs under EI, compared to UI. Clearly, though just this change in the definition of a new or re-entrant can affect access to benefits for some individuals.

and the survey.[5] From the survey, we know the last week of the sample job (i.e., the job separation which led the individual to be included in the COEP sample), and hence can calculate the qualifying period (ie., the preceding 52-week period) and the NERE period (the 52 weeks preceding the qualifying period). Once we know the NERE period for any worker, we can use the Record of Employment (ROE) file to see if he/she has any ROEs which overlap the NERE period. As well, we can use the benefits file to see if he/she received any UI benefits during the NERE period. For many individuals, we can determine that the combination of weeks of benefits (from the benefit file) plus weeks of work (from the ROE file) is more than or equal to 14 weeks and hence he/she is *not* a NERE. Using the same information, we can determine that other individuals did not have at least 14 weeks of benefits plus weeks of work within the NERE period and hence they *are* NERE. Individuals who worked for the first time and had less than 14 weeks during the NERE period are labelled new workers — in contrast to re-entrant workers. Finally, survey information can be used to determine that some individuals have sample jobs with very long durations. These people might not have any ROEs during the NERE period because they were working continuously throughout that time. If, in addition, the individual reports no absences from work and normally works every week with enough hours to count as an insured week, we label him/her as a non-NERE. While we are guessing here, we feel very comfortable that the individual is almost certainly not a NERE.

After labelling all respondents to be definitely NEREs or definitely non-NEREs, we were left with 2,883 (6.7 percent) of observations which we could not comfortably identify. These observations were deleted from the sample.

In our analysis of whether or not individuals received benefits, we needed to be careful that the benefits received pertained to the sample job separation, for which we had analyzed the NERE period. Thus, we focused only upon claims made within 5 weeks of the sample job separation week (though the benefits may have been received beyond the 5-week period). In this way, we hoped to avoid using claim information where, for example, an individual is a NERE at the time of the sample job separation, but has since worked for several months and hence is no longer a NERE. Thus, we deleted any observations from the COEP survey where the respondents claimed to have received benefits, but had not made claims within 5 weeks of the sample job separation (the benefits reported in these cases are very likely to be related to another job separation). We also deleted non-regular benefits claimants — a total of 10,503 deletions, leaving us with 28,638 observations. Of these, 10,915 are from Cohorts 1 through 4 (with job separations before July 1, 1996), 6,167 are from Cohorts 5 and 6, with separations between July and December, 1996, and 11,556 are from Cohorts 7 through 10 with job separations during 1997.

---

5 Time spent on strike or on worker's compensation can be used to demonstrate non-NERE standing. These are labelled prescribed weeks/hours. Unfortunately, computerized records do not indicate "prescribed" weeks. We were told that this information is kept in personal files of claimants in regional offices. To the extent that any worker is not a NERE as a result of strike time/worker's compensation time, we will not be correctly labelling that worker.

3. *Who Are the NERE Workers?*

The new and re-entrants (NEREs) represent about 26 percent of all workers with a job separation (see Table 1, row 1) — a very significant proportion of this population which makes the study of their experiences with the Unemployment Insurance (UI)/Employment Insurance (EI) system important to consider. The percentage of job separators that are NEREs are shown for the three periods defined by the time of the job separation, namely, prior to July 1996, July-December 1996, and January-December 1997, which correspond to the timing of key changes from UI to EI.[6] NEREs constitute 18.9 percent of all regular benefits claimants, and 16.5 percent of those receiving UI benefits (as the result of claims established in the 5 weeks following their sample job separation).

We focus on analyzing the characteristics of NERE workers. There is little information, both in terms of the incidence of NERE status for all workers with a job separation (see Table 2) and in terms of the composition of the NERE population (see Table 3). Since, as discussed in some detail above, the policy change has not yet affected who is defined as a NERE, we focus on the first columns of Tables 2 and 3 which refer to a worker with a job separation prior to July 1996 (though this choice does not affect the story to be told).

Table 2 presents estimates of the incidence, or likelihood, of being a NERE. That is, we calculated the percentage of all workers with job separation who are NEREs, for various significant sub-populations (e.g., men versus women, younger versus older workers).

Not surprisingly, the incidence of being a NERE is much higher among younger workers, since young workers are more likely to be entering the labour market for the first time than older workers; for example, the percentage of job separators aged 15-24 years who are NEREs is 51.8 percent, compared to 22.0 percent for the age group 25-34 years. Workers with lower hourly wages in their sample Record of Employment (ROE) jobs are much more likely than others to be NEREs (e.g., 41.9 percent for those with hourly wages less than $7.00 per hour) and individuals from families with lower annual incomes are more likely to be NEREs (e.g., 33.7 percent of separators from families with total incomes[7] less than $20,000 are NEREs as compared to only 19.0 percent of those from families with total incomes of $50,000+). Since younger workers are also more likely to have lower wages and lower family incomes, these are presumably connected issues.

---

6 We report results using this division of the sample, according to the policy regime in place at the time of the job separation, throughout the paper. While not particularly relevant at the NERE identification stage, the divisions are very important later for understanding the implications of the policy changes for access to benefits.

7 The Canadian Out of Employment Panel (COEP) survey asks respondents their total household income in the 4-week period preceding the interview. They are also asked if this is an increase or decrease from their total household income in the 4 weeks preceding the sample job separation. If there was a change, they are asked how much. We used this information to calculate household income in the 4 weeks preceding the sample ROE and then multiplied this figure by 13 to obtain an estimate of annual income.

TABLE 1
New and Re-Entrants as a Percentage of All Job Separators, All Regular Claimants, and UI/EI Benefit Recipients

	Job Separation pre-July 1996 (NERE period begins pre-July 1994)	Job Separation July-December 1996 (NERE period begins July-December 1994)	Job Separation January-December 1997 (NERE period begins January-December 1995)
Percentage of All Job Separators Who Are NEREs*	26.3	26.3	26.4
Percentage of All Regular Benefit Claimants Within Five Weeks of Job Separation Who Are NEREs**	18.9	13.2	17.8
Percentage of All Benefit Recipients Who are NEREs***	16.5	10.8	15.9

* the number of NEREs divided by the total number with a job separation
** the number of NEREs divided by the total number of regular benefit claimants
*** the number of NEREs divided by the total number of regular recipients

The incidence of being a NERE is slightly higher for women than for men, 28.2 and 24.7 percent, respectively. This result presumably reflects the greater tendency for women, compared to men, to periodically leave and re-enter the labour force, as a strategy of balancing family and work responsibilities. In fact, if we look at separators who are parents versus those who are not, we find the incidence of being a NERE to be higher for those with no children (less than 18 years of age[8]) at home than for those with children at home; the percentages are 29.7 and 19.3 , respectively. This result is presumably due to the fact that many new entrants are younger workers who have not yet had children, something which must be sorted out through multivariate analysis. We also compared all separators who are parents with parents whose youngest child is aged 6 to 10 years. We are looking here in particular for mothers who have temporarily left the labour force to care for pre-school children and who then re-enter as the children reach school age. Unfortunately, we do not have a better way of identifying this group than by the age of their youngest child. There is no difference between all fathers and fathers with a youngest child aged 6 to 10 years in the probability of being NEREs. However, for either married or single mothers, there is a marked increase in the probability of being a NERE for those with a youngest child aged 6 to 10 years compared to all mothers (e.g., from 21.9 percent for all married mothers to 31.2 percent for married mothers with a youngest child aged 6 to 10 years). Notice, single mothers are in general much more likely to be NEREs than

8 Number of children is at the time of the survey, rather than at the time of the job separation. There can be up to a one-year difference, so family status could have changed (e.g., through birth of a child, divorce/separation).

either married mothers or fathers (e.g., 41.8 percent for single mothers with a youngest child aged 6 to 10 years, versus 31.2 percent for married mothers and 14.2 percent for fathers in the same category).

In terms of education, having a high school diploma or a university degree is associated with a higher incidence of being a NERE, compared to having less than high school or a non-university credential. Again, it is likely that there is a connection between the level of education completed and the age of the worker which cannot be sorted out through a simple descriptive analysis (i.e., many younger workers may still be engaged in education).

Table 3 presents estimates of the composition of the NERE population and provides another way to analyze the characteristics of the NERE population. As for Table 2, we focus only on the first column. NEREs are most likely to be young; 40 percent of NEREs are between the ages of 15 and 24 years. NEREs are roughly split between men and women, as 52 percent of NEREs are men and 48 percent are women. A greater percentage of NEREs are single compared to married, 65.1 and 34.9 percent, respectively. The vast majority of NEREs are childless (76.1 percent). Thus, returning mothers do not constitute a large part of the total NERE population, despite relative high probabilities of being NEREs if they have job separation.

Given the distribution of the population, not surprisingly most of the NEREs reside in Quebec and Ontario, 22.9 and 38.1 percent respectively. Of the NEREs with children, 42 percent had children less than 5 years of age. In terms of education, almost 70 percent of NEREs had a high school diploma or less (53.0 plus 17.8 percent). In terms of hourly wage rates, over 50 percent of NEREs earned wages less than $10.00 (16.2 plus 39.1 percent) and over 75 percent of NEREs earned wages less than $15.00.

TABLE 2

Percentage of All Job Separators by Category Who Are New and Re-Entrants*

	Job Separation pre-July 1996 (NERE period begins pre-July 1994)	Job Separation July-December 1996 (NERE period begins July-December 1994)	Job Separation January-December 1997 (NERE period begins January-December 1995)
Age Group			
age 15-24	51.8	55.3	51.9
age 25-34	22.0	21.7	24.8
age 35-44	19.5	19.1	18.5
age 45+	17.3	12.7	15.8
Gender			
male	24.7	22.9	24.4
female	28.2	30.7	28.6
Marital Status			
married	17.7	17.0	18.9
single	35.8	36.1	34.9
Province			
Newfoundland	19.6	19.8	25.0
P.E.I.	17.5	12.2	18.5
Nova Scotia	22.4	19.3	20.4
New Brunswick	20.9	20.5	20.9
Quebec	22.7	21.6	25.1
Ontario	30.4	33.9	27.3
Manitoba	25.3	25.9	29.1
Saskatchewan	28.4	27.3	29.9
Alberta	25.1	24.8	27.0
British Columbia	27.8	25.7	28.1

TABLE 2 (continued)
Percentage of All Job Separators by Category Who Are New and Re-Entrants*

	Job Separation pre-July 1996 (NERE period begins pre-July 1994)	Job Separation July-December 1996 (NERE period begins July-December 1994)	Job Separation January-December 1997 (NERE period begins January-December 1995)
Children			
has no children in household <18	29.7	29.1	28.7
has child <18	19.3	19.9	21.8
Married Mother	21.9	23.4	24.6
Single Mother	33.4	34.6	33.3
Father	13.8	13.7	16.2
Married Mother/Youngest Child 6-10	31.2	30.9	26.6
Single Mother/Youngest Child 6-10	41.8	38.6	37.6
Father/Youngest Child 6-10	14.2	7.6	13.4
Education Level			
< high school	21.5	18.3	20.7
high school	29.0	28.4	28.9
non-university credentials	23.0	22.9	24.9
university credentials	28.3	34.3	28.4
Household Income (at ROE)			
< 20,000	33.7	35.9	36.3
20,000-34,999	21.0	20.7	23.8
35,000-49,999	22.6	16.2	20.6
> 50,000	19.0	20.7	16.5
Wage (ROE job)			
< $7.00/hr	41.9	40.3	45.7
$7.00-9.99/hr	39.9	41.5	39.7
$10.00-14.99/hr	22.1	23.8	25.2
$15.00-24.99/hr	15.0	10.9	12.7
$25.00/hr	14.7	17.1	11.8

* i.e. the number of NEREs divided by the total number of job separators in each category.

TABLE 3 Composition of New and Re-Entrants by Category*			
	Job Separation pre-July 1996 (NERE period begins pre-July 1994)	**Job Separation July-December 1996 (NERE period begins July-December 1994)**	**Job Separation January-December 1997 (NERE period begins January-December 1995)**
Age Group			
age 15-24	40.1	46.2	40.3
age 25-34	25.7	25.5	26.7
age 35-44	18.7	16.4	17.2
age 45+	15.5	11.9	15.7
Gender			
male	52.1	49.9	49.3
female	47.9	50.1	50.7
Marital Status			
married	34.9	33.0	38.0
single	65.1	67.0	62.0
Province			
Newfoundland	1.7	1.9	2.2
P.E.I.	0.5	0.4	0.5
Nova Scotia	2.9	2.7	2.5
New Brunswick	2.8	3.2	2.8
Quebec	22.9	24.3	25.9
Ontario	38.1	39.8	33.6
Manitoba	3.5	3.2	4.0
Saskatchewan	3.3	3.0	3.5
Alberta	10.0	9.0	11.4
British Columbia	14.4	12.5	13.7

TABLE 3 (continued) Composition of New and Re-Entrants by Category*			
	Job Separation pre-July 1996 (NERE period begins pre-July 1994)	**Job Separation July-December 1996 (NERE period begins July-December 1994)**	**Job Separation January-December 1997 (NERE period begins January-December 1995)**
Children			
has no children in household <18	76.1	76.3	72.3
has child <18	23.9	23.7	27.7
Married Mother	10.3	10.8	12.6
Single Mother	5.2	5.0	5.3
Father	8.4	7.9	9.7
Married Mother/Youngest Child 6-10	48.3	52.2**	45.4
Single Mother/Youngest Child 6-10	24.1	30.3**	26.3
Father/Youngest Child 6-10	27.6	17.5**	28.3
Education Level			
< high school	17.8	14.7	16.6
high school	53.0	50.8	49.7
non-university credentials	13.9	14.5	16.4
university credentials	15.3	20.0	17.3
Household Income (at ROE)			
< 20,000	29.7	30.0	29.3
20,000-34,999	22.6	22.3	26.6
35,000-49,999	23.2	18.0	19.3
>50,000	24.5	28.7	24.7
Wage (ROE job)			
< $7.00/hr	16.2	10.9	12.0
$7.00-9.99/hr	39.1	46.2	43.4
$10.00-14.99/hr	24.6	26.8	27.7
$15.00-24.99/hr	15.9	11.5	13.1
$25.00/hr	4.1	4.6	3.9

* i.e. the percentage of all NEREs who are male/female, in each age group, etc.
** Note: Variation due, in part, to a small sample size.

4. How Has EI Affected NERE Access to Benefits?

To address the question, "does the switch from Unemployment Insurance (UI) to Employment Insurance (EI) reduce new and re-entrants (NEREs)' access to unemployment insurance benefits?", we start with an analysis of the incidence of receiving benefits for all NEREs and then for various sub-populations of NERE workers. Secondly, we analyze the probability of NEREs receiving benefits using multivariate techniques.

4.1 Descriptive Analysis

Note first that NEREs are *much* less likely to receive benefits than non-NEREs (recipiency rates are generally one half) under either UI or EI. Overall, there was a very small decline in the percentage of NEREs reporting benefits as a result of the full switch from UI to EI. For example, 26.9 percent of NEREs with job separation prior to July 1996 reported receiving unemployment insurance benefits and 23.8 percent of NEREs with job separation after January 1997 reported receiving unemployment insurance benefits (see Table 4).[9] The change in the percentage of NEREs reporting benefits potentially can reflect (i) the increase in eligibility requirements from 20 to 26 weeks and (ii) the change from a weeks-based system to an hours-based system. To distinguish the relative impacts of these two changes we present results for the 3 time periods: (i) before July 1996, the date at which the eligibility condition was increased from 20 to 26 weeks; (ii) the interim period from July 1996 to December 1996 during which the increased eligibility condition was in place, but benefits still depended on the number of weeks of work during the qualifying period; and (iii) the period after January 1997 when the switch from weeks to hours was made.[10]

By distinguishing the effects of the two policy changes we can see that the increase in eligibility conditions substantially reduced the access to benefits for NERE workers (26.9 percent of NERE separators received benefits prior to July 1996 versus only 17.8 percent after July 1996), but the switch from a weeks-based system to an hours-based system significantly improved this situation (from 17.8 percent recipiency to 23.8 percent recipiency). Thus, the net effect of the two changes is only a small reduction in the overall rates of recipiency for NEREs.

---

9 There is no significant difference in the proportion of claimants receiving benefits in the two periods. An interesting research question is thus the impact of the program changes on the probability of filing a claim.

10 As discussed earlier, even after January 1997, claimants with working time during 1996 were granted 35 hours per week for each insured week of employment. Thus, we do not yet have data available which fully reflect the new system. However, Table 4 adds a fourth column, not carried through the remainder of the paper, which looks only at separations from July 1997 to December 1997 which would minimize this "transition problem". Results are very similar, which we find reassuring.

Notice that there is a similar overall decline in the access to benefits among regular workers. For example, non-NEREs with benefits as a percentage of all job separators with benefits, declined from 48.9 to 45.5 percent (see Table 4, row 1). However, there is not the same dip in benefit receipt between the pre-July 1996 and July-December 1996 periods for non-NERE separators (nor did they experience the same significant increase in eligibility conditions).

TABLE 4
NEREs and Non-NEREs Who Receive Regular Benefits

	Job Separation pre-July 1996	Job Separation July-December 1996	Job Separation January-December 1997	Job Separation July-December 1997
Percentage of Job Separators Receiving Benefits*				
Non-NEREs	48.9	52.6	45.5	46.9
NEREs	26.9	17.8	23.8	22.8
Percentage of Claimants Receiving Benefits **				
Non-NEREs	85.8	88.2	83.8	84.3
NEREs	72.5	70.1	72.8	76.2

* the number of EI recipients divided by the total number of job separators, for NEREs and non-NEREs
** the number of EI recipients divided by the total number of claimants, for NEREs and non-NEREs

This basic pattern of change in the access to benefits observed for all NEREs can also be found for various socio-economic groups considered separately, with some exceptions and these are reported here. Results on NEREs reporting benefits as a percentage of all NEREs, for various categories, are presented in Table 5B and for comparison, results for all non-NEREs are presented in Table 5A. Benefit receipt among NEREs declined in each of the age groups considered, with the exception of the youngest age group (15-24 years) in which case, the percentage of these youngest age NEREs receiving benefits remained about the same (at very low levels; only about 15 percent of young NEREs received benefits). The largest reduction in benefit receipt occurred for the 35 to 44 age groups (from 39.2 percent to 32.4 percent). For all but the oldest age group, benefit recipiency declined as a result of the tighter eligibility condition, then recovered somewhat with the switch from a weeks-based to an hours-based system.

The results by gender show that while the percentage of NEREs receiving benefits decreased for women (from 27.6 to 20.6 percent), it actually increased very slightly for men (from 26.3 to 27.1 percent). Notice that female NEREs experienced a larger drop in eligibility than men as a result of the increase in minimum eligibility conditions from 20 to 26 weeks. If we look at NEREs with children living at home, it is clear that benefit receipt

dropped quite strikingly for NERE married mothers, fell for NERE single mothers, and increased for NERE fathers. We also looked at mothers and fathers with a youngest child aged 6 to 10 (our potentially re-entering parent case). Again, we found that recipiency rates fell dramatically for mothers, but increased for fathers.

NEREs in some provinces experienced increases in access to benefits, namely, Newfoundland, New Brunswick, and Quebec. In terms of changes in benefit receipts for different levels of income, there was an increase in benefit receipt among NEREs in households with income levels in the $35,000-49,999 range, whereas, for all-non NERE households, benefit receipts fell in each of the household income categories.

TABLE 5A
Percentage of All Non-NEREs Receiving Benefits — by Category*

	Job Separation pre-July 1996 (NERE period begins pre-July 1994)	Job Separation July-December 1996 (NERE period begins July-December 1994)	Job Separation January-December 1997 (NERE period begins January-December 1995)
Age Group			
age 15-24	30.3	34.7	25.8
age 25-34	48.8	48.6	44.7
age 35-44	53.1	59.8	50.5
age 45+	53.6	59.1	50.4
Gender			
male	46.6	54.3	43.3
female	51.9	49.9	48.1
Marital Status			
married	51.5	55.7	49.4
single	44.9	48.1	39.9
Province			
Newfoundland	73.8	78.6	75.6
P.E.I.	81.7	85.4	76.8
Nova Scotia	62.6	68.9	63.6
New Brunswick	69.9	74.5	71.3
Quebec	60.3	59.5	55.9
Ontario	39.6	42.6	34.7
Manitoba	40.9	48.1	36.9
Saskatchewan	35.9	39.7	32.0
Alberta	35.6	33.0	28.7
British Columbia	46.5	54.8	49.9

TABLE 5A (continued)
Percentage of All Non-NEREs Receiving Benefits — by Category*

	Job Separation pre-July 1996 (NERE period begins pre-July 1994)	Job Separation July-December 1996 (NERE period begins July-December 1994)	Job Separation January-December 1997 (NERE period begins January-December 1995)
Children			
has no children in household <18	46.3	49.3	43.2
has child <18	53.6	58.9	49.6
Married Mother	57.6	58.3	53.8
Single Mother	52.6	43.3	49.8
Father	50.5	62.0	46.3
Married Mother/Youngest Child 6-10	63.5	67.0	58.2
Single Mother/Youngest Child 6-10	48.8	18.8**	43.1
Father/Youngest Child 6-10	50.6	67.0	46.4
Education Level			
< high school	58.9	64.2	55.5
high school	45.7	53.8	44.3
non-university credentials	49.5	46.8	42.7
university credentials	42.0	35.6	37.6
Household Income (at ROE)			
< 20,000	53.9	54.6	47.2
20,000-34,999	54.5	56.4	53.6
35,000-49,999	52.6	53.7	48.1
> 50,000	42.3	52.6	40.2
Wage (ROE job)			
< $7.00/hr	44.7	43.9	31.8
$7.00-9.99/hr	43.6	50.1	40.3
$10.00-14.99/hr	54.8	57.6	50.1
$15.00-24.99/hr	52.4	56.8	51.8
$25.00/hr	35.6	33.9	37.3

* i.e. for those who are NOT NERE, the number of recipients divided by the number of job separators in each category.
** Note: Variation due, in part, to a small sample size.

TABLE 5B
Percentage of All NEREs Receiving Benefits — by Category*

	Job Separation pre-July 1996 (NERE period begins pre-July 1994)	Job Separation July-December 1996 (NERE period begins July-December 1994)	Job Separation January-December 1997 (NERE period begins January-December 1995)
Age Group			
age 15-24	15.4	7.6	15.3
age 25-34	31.6	26.2	27.7
age 35-44	39.2	20.7	32.4
age 45+	33.8	34.9	29.6
Gender			
male	26.3	19.2	27.1
female	27.6	16.3	20.6
Marital Status			
married	37.4	27.3	30.4
single	21.3	13.0	19.7
Province			
Newfoundland	35.5	38.9	46.3
P.E.I.	43.3	27.3	41.4
Nova Scotia	32.3	31.5	29.1
New Brunswick	35.6	32.5	42.3
Quebec	34.9	19.8	36.4
Ontario	22.6	13.3	14.8
Manitoba	19.4	14.9	18.6
Saskatchewan	24.6	13.9	15.9
Alberta	23.7	14.5	13.8
British Columbia	25.2	21.5	25.3

TABLE 5B (continued) Percentage of All NEREs Receiving Benefits — by Category*			
	Job Separation pre-July 1996 (NERE period begins pre-July 1994)	**Job Separation July-December 1996 (NERE period begins July-December 1994)**	**Job Separation January-December 1997 (NERE period begins January-December 1995)**
Children			
has no children in household <18	25.0	15.6	22.7
has child <18	33.0	24.4	26.8
Married Mother	33.9	20.5	18.9
Single Mother	34.7	14.4	27.2
Father	30.8	36.1	36.2
Married Mother/Youngest Child 6-10	42.1	22.1**	16.9
Single Mother/Youngest Child 6-10	43.1	9.0**	15.8
Father/Youngest Child 6-10	24.7	31.2**	41.7
Education Level			
< high school	35.8	27.9	33.5
high school	22.6	15.8	19.7
non-university credentials	32.3	20.5	28.3
university credentials	26.9	13.1	22.5
Household Income (at ROE)			
< 20,000	31.2	13.1	26.8
20,000-34,999	40.0	20.7	32.1
35,000-49,999	28.6	20.8	40.4
> 50,000	23.0	25.4	20.1
Wage (ROE job)			
$7.00/hr	21.0	15.8	17.4
$7.00-9.99/hr	21.2	18.3	18.7
$10.00-14.99/hr	33.6	18.5	28.2
$15.00-24.99/hr	33.3	22.4	36.9
$25.00/hr	41.0	9.5**	32.4

* i.e. for those who are NERE, the number of recipients divided by the number of job separators in each category.
** Note: Variation due, in part, to a small sample size.

4.2 Multivariate Analysis

We also examined whether the policy changes resulted in a decline in access to (un)employment insurance benefits for NERE workers, after controlling for worker characteristics and some employment characteristics. We first estimated a probit model of the probability of receiving benefits for all workers (NEREs and non-NEREs) with job separation. The key explanatory variables are: (i) a dummy variable (WEEKS26) which indicates whether the individual's job separation occurred between July 1996 and December 1997 and captures the impact of the increase in the number of weeks from 20 to 26 of required employment to qualify for benefits; (ii) a dummy variable (HRSBASE) which indicates whether the individual's job separation occurred after January 1997 and captures the impact of the switch from a weeks-based to an hours-based criterion[11]; and (iii) a dummy variable (NERE) which indicates whether the individual is a NERE worker. (i) and (ii) are also entered interactively with (iii) to assess whether NEREs disproportionately experience a decrease in access to unemployment insurance benefits in the two EI periods, compared to the UI period. We also include a dummy variable (NEW) which indicates that the worker is a new entrant,[12] a set of seasonal, age, education, marital status, and children dummy variables, the hourly wage at the time of the separation, household equivalent income[13], and the regional unemployment rate.[14]

A second version of this model is estimated with gender and youth dummy variables interacted with both NEREs and the policy change variables since we have argued that these two groups may be particularly affected. Results are presented in Table 6.

A first main result from the probit analysis using all job separators is that the NERE variable is negative and significant indicating that the probability of a NERE worker receiving benefits is significantly lower than the probability of a regular worker receiving benefits [see Table 6, column 1]. Notice also that the NEW variable is negative and significant indicating that the probability of receiving benefits for a new entrant is even lower than that of the other NERE workers.[15]

---

11 Since the increased eligibility condition for NERE workers was still in effect after January 1, 1997 (though re-expressed as 910=26X35 hours rather than as 26 weeks), all observations with job separations after January 1997 have WEEKS26=1 and HRSBASE=1. Observations from cohorts 5 and 6 with separations between July and December of 1996 have only WEEKS26=1.

12 We tried policy dummy interactions with this variable which were not statistically significant, so we do not include them here.

13 Household income is adjusted for the economies of scale available to those who live together using the Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) equivalence scales.

14 The provincial unemployment rate varies both by province and year, partially controlling for changing economic circumstances over the period of study.

15 Since new entrants are both NERE and NEW, the two coefficients must be added to get the total effect for a new entrant.

TABLE 6

Probit Regressions of the Probability of Receiving Regular Benefits
NEREs and Non-NEREs
(Standard Errors in Parentheses)

Variable	Specification 1	Specification 2
Intercept	-1.062* (0.063)	-1.086* (0.063)
Dummy=1 if ROE in October-December	0.397* (0.025)	0.395* (0.025)
Dummy=1 if ROE in January-March	0.109* (0.031)	0.112* (0.031)
Dummy=1 if ROE in April-June	0.121* (0.028)	0.122* (0.028)
Dummy=1 post July 1996 (26 weeks required for NEREs)	0.010 (0.032)	0.013 (0.032)
Dummy=1 post January 1997 (hours system)	-0.088* (0.030)	-0.090* (0.030)
Dummy=1 if female	0.114* (0.021)	0.160* (0.023)
Dummy=1 if aged 15-24	-0.416* (0.036)	-0.383* (0.040)
Dummy=1 if aged 25-34	-0.109* (0.026)	-0.111* (0.026)
Dummy=1 if aged 45 or older	-0.046 (0.028)	-0.048*** (0.028)
Dummy=1 if single	-0.043*** (0.023)	-0.047** (0.023)
Dummy=1 if the individual has a child < 18 in household	0.005 (0.024)	0.006 (0.024)
Provincial Unemployment Rate	0.118* (0.004)	0.118* (0.004)
Dummy=1 if wage < $7.00 per hour	-0.394* (0.044)	-0.386 (0.044)
Dummy=1 if wage $7-10 per hour	-0.236* (0.027)	-0.235* (0.027)
Dummy=1 if wage $15-25 per hour	0.031 (0.025)	0.035 (0.025)
Dummy=1 if wage > $25 per hour	-0.248* (0.040)	-0.242* (0.040)
Equivalent[1] Household Income	-5.34E-6* (8.38E-7)	-5.47E-6* (8.40E-7)

TABLE 6 (continued)

Probit Regressions of the Probability of Receiving Regular Benefits
NEREs and Non-NEREs
(Standard Errors in Parentheses)

Variable	Specification 1	Specification 2
Dummy=1 if less than high school education	0.168* (0.026)	0.171* (0.026)
Dummy=1 if non-university accreditation	-0.030 (0.027)	-0.028 (0.027)
Dummy=1 if university accreditation	-0.090* (0.030)	-0.092* (0.030)
Dummy=1 if NERE	-0.353* (0.041)	—
Interaction Dummy NERE*26 weeks required	-0.373* (0.066)	—
Interaction Dummy NERE*hours system	0.406* (0.065)	—
Dummy=1 if a new entrant	-0.100*** (0.054)	-0.100*** (0.055)
Interaction Dummy NERE*female	—	-0.454* (0.055)
Interaction Dummy NERE*male	—	-0.266* (0.054)
Interaction Dummy NERE*female*26 weeks required	—	-0.262* (0.095)
Interaction Dummy NERE*male*26 weeks required	—	-0.190** (0.096)
Interaction Dummy NERE*female*hours system	—	0.258* (0.095)
Interaction Dummy NERE*male*hours system	—	0.237** (0.095)
Interaction Dummy NERE*age 15-24*26 weeks required	—	-0.585* (0.125)
Interaction Dummy NERE*age 15-24*hours system	—	0.623* (0.140)

[1] Using Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) equivalence scales.
* significant with 99% confidence
** significant with 95% confidence
*** significant with 90% confidence

In terms of policy effects, we find that the WEEKS26 variable is insignificant overall, which is reasonable since non-NERE workers are unaffected by this change aimed specifically at NEREs. However, the HRSBASE variable is negative and significant, indicating that for all workers, the switch from the weeks to the hours-based criterion reduced benefit eligibility. The interaction of the NERE variable with the WEEKS26 variable is negative and significant indicating that the tighter eligibility criterion reduces the probability of a NERE worker receiving benefits. However, the interaction of the NERE and the HRSBASE variable is positive and significant indicating that the switch from the weeks to hours-based criterion increases the probability of a NERE worker receiving benefits. Thus, the 2 policy changes had off-setting impacts on NEREs overall, confirming the story apparent in the descriptive tables discussed earlier.

The second version of this model (Table 6, column 2) shows that female NERE workers are less likely than male NERE workers to receive benefits (though the opposite is true for non-NEREs). Notice that while both the female and male NERE variables (NEREFEM and NEREMAL) are negative, the coefficient on the female NERE worker variable is larger. Both the male and female NERE workers have lower probabilities of receiving benefits after the increase in the number of weeks-worked criterion (compared to the original criterion) since the interactions of NEREFEM and WEEKS26 and NEREMAL and WEEKS26 variables are negative and significant, though the reduction is larger for female NEREs. Finally, for both the male and female NERE workers, the switch to the hours-based criterion was beneficial, bringing the probability of receiving benefits back up almost to the pre-July 1996 level. The magnitude of this softening effect is roughly the same for men and women. Thus, it was the larger effect on women of the increase to a 26-week entrance requirement which results in female NEREs being worse off overall.

Younger NERE workers (15 to 24 years) are also more affected by the policy changes than others, especially by the increase in the minimum required weeks. In fact, the policy impact on NERE youth is the largest observed.

Having examined the probability of all workers (regular and NERE workers combined) receiving (un)employment insurance benefits, we turn next to focus upon a more detailed analysis of the determinants of the probability of NERE workers alone receiving benefits (see Table 7). We estimate a probit model of NERE workers receiving (un)employment insurance benefits where the two key explanatory variables included to capture the policy changes are again, (i) a dummy variable WEEKS26 indicating whether the individual's job separation occurred when the criterion increased from 20 to 26 weeks of employment (the period July to December 1996) and (ii) a dummy variable HRSBASE indicating whether the individual's job separation occurred when the criterion switched from weeks to hours (post-January 1997). As for the previous estimates, a set of seasonal, age and education dummies are also included, along with the hourly wage at the time of separation, household equivalent income (at the time of the ROE), and regional unemployment rate.

TABLE 7

Probit Regressions of the Probability of Receiving Regular Benefits
NEREs
(Standard Errors in Parentheses)

Variable	Specification 1	Specification 2
Intercept	-1.300* (0.138)	-1.417* (0.140)
Dummy=1 if ROE in October-December	0.412* (0.055)	0.394* (0.056)
Dummy=1 if ROE in January-March	0.306* (0.067)	0.308* (0.067)
Dummy=1 if ROE in April-June	0.097 (0.063)	0.090 (0.063)
Dummy=1 post July 1996 (26 weeks required for NEREs)	-0.349* (0.065)	-0.034 (0.080)
Dummy=1 post January 1997 (hours system)	0.296* (0.062)	0.130*** (0.075)
Dummy=1 if female	-0.021 (0.045)	-0.011 (0.047)
Dummy=1 if aged 15-24	-0.250* (0.069)	0.066 (0.093)
Dummy=1 if aged 25-34	0.040 (0.060)	0.036 (0.061)
Dummy=1 if aged 45 or older	-0.008 (0.071)	-0.035 (0.071)
Dummy=1 if single	-0.223* (0.049)	-0.220* (0.050)
Dummy=1 if the individual has a child < 18 in household	-0.153* (0.055)	-0.142** (0.057)
Provincial Unemployment Rate	0.103* (0.010)	0.103* (0.010)
Dummy=1 if wage < $7.00 per hour	-0.337* (0.080)	-0.344* (0.081)
Dummy=1 if wage $7-10 per hour	-0.161* (0.055)	-0.145* (0.055)
Dummy=1 if wage $15-25 per hour	0.061 (0.064)	0.061 (0.064)
Dummy=1 if wage > $25 per hour	0.008 (0.101)	0.015 (0.101)
Equivalent[1] Household Income	-2.33E-6 (1.77E-6)	-2.75E-6 (1.77E-6)

TABLE 7 (continued)
Probit Regressions of the Probability of Receiving Regular Benefits
NEREs
(Standard Errors in Parentheses)

Variable	Specification 1	Specification 2
Dummy=1 if less than high school education	0.219* (0.058)	0.246* (0.059)
Dummy=1 if non-university accreditation	-0.001 (0.060)	0.003 (0.061)
Dummy=1 if university accreditation	-0.100 (0.064)	-0.110*** (0.065)
Dummy=1 if a new entrant	-0.108*** (0.056)	-0.105*** (0.057)
Interaction Dummy female*youngest child 6-10	—	0.333** (0.140)
Interaction Dummy female*youngest child 6-10*26 weeks required	—	-0.746* (0.242)
Interaction Dummy female*youngest child 6-10*hours system	—	-0.073 (0.251)
Interaction Dummy age 15-24*26 weeks required	—	-0.969* (0.144)
Interaction Dummy age 15-24*hours based system	—	0.607* (0.142)

[1] Using Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) equivalence scales.
* significant with 99% confidence
** significant with 95% confidence
*** significant with 90% confidence

A second version of the model is estimated with additional variables added to take into account of youth and re-entrant parents. That is, we include dummy variables for separators who were less than 25 years old and whose youngest child was aged 6 to 10. These variables are interacted with the policy dummies to test whether or not youth and/or re-entrant parents have been differentially affected by the policy changes, compared to other NEREs (see Table 7). Finally, the model is estimated separately for men and women. The probit results are presented in Table 8.

With regard to the effect of the policy changes on the access to unemployment insurance benefits among NERE workers, the results indicate that the change in the eligibility criterion from 20 to 26 weeks decreased the probability of NEREs receiving benefits, after controlling for other worker characteristics. The results indicate that the WEEKS26 variable is negative and statistically significant (see Table 7, column 1). However, the change in the eligibility criterion from weeks to hours of employment is associated with an increase in the access to benefits; this is indicated by the positive and statistically

significant HRSBSE variable (see Table 7, column 1). These two results for the entire population of NERE workers also hold for women and men separately. Notice that when the model is estimated for male and female workers separately, the WEEKS26 and HRSBASE variables are negative and positive, respectively, and statistically significant for both the male and female equations (see Table 8, columns 1 and 3).

TABLE 8
Probit Regressions of the Probability of Receiving Regular Benefits
NERE Males and NERE Females
(Standard Errors in Parentheses)

Variable	Males		Females	
Intercept	-1.397*	-1.444*	-1.228*	1.405*
	(0.200)	(0.203)	(0.188)	-(0.195)
Dummy=1 if ROE in October-December	0.447*	0.420*	0.397*	0.406*
	(0.076)	(0.077)	(0.081)	(0.083)
Dummy=1 if ROE in January-March	0.437*	0.461*	0.220**	0.215**
	(0.094)	(0.095)	(0.097)	(0.097)
Dummy=1 if ROE in April-June	0.212**	0.219**	0.028	0.010
	(0.092)	(0.093)	(0.087)	(0.088)
Dummy=1 post July 1996	-0.274*	-0.054	-0.373*	0.036
(26 weeks required for NEREs)	(0.091)	(0.110)	(0.095)	(0.117)
Dummy=1 post January 1997	0.284*	0.092	0.300*	0.159
(hours system)	(0.086)	(0.105)	(0.091)	(0.114)
Dummy=1 if aged 15-24	-0.402*	-0.197	-0.121	0.313**
	(0.100)	(0.134)	(0.098)	(0.133)
Dummy=1 if aged 25-34	-0.075	-0.097	0.170**	0.163***
	(0.089)	(0.090)	(0.084)	(0.085)
Dummy=1 if aged 45 or older	-0.039	-0.084	0.003	-0.037
	(0.104)	(0.105)	(0.100)	(0.101)
Dummy=1 if single	-0.386*	-0.400*	-0.072	-0.049
	(0.077)	(0.077)	(0.068)	(0.069)
Dummy=1 if the individual has	-0.151***	-0.094	-0.163**	-0.130
a child < 18 in household	(0.088)	(0.092)	(0.074)	(0.079)
Provincial Unemployment Rate	0.107*	0.109*	0.096*	0.097*
	(0.014)	(0.014)	(0.013)	(0.014)
Dummy=1 if wage < $7.00 per hour	-0.254***	-0.239***	-0.456*	-0.477*
	(0.135)	(0.135)	(0.103)	(0.104)
Dummy=1 if wage $7-10 per hour	0 088	0.111	-0.370*	-0.370*
	(0.079)	(0.079)	(0.078)	(0.079)
Dummy=1 if wage $15-25 per hour	0.075	0.082	0.055	0.054
	(0.087)	(0.087)	(0.099)	(0.101)
Dummy=1 if wage > $25 per hour	-0.0002	-0.017	-0.004	0.009
	(0.132)	(0.133)	(0.165)	(0.165)

TABLE 8 (continued)
Probit Regressions of the Probability of Receiving Regular Benefits
NERE Males and NERE Females
(Standard Errors in Parentheses)

Variable	Males		Females	
Equivalent[1] Household Income	-1.68E-6 (2.34)	-2.E-6 (2.32E-6)	-1.01E-6 (2.765E-6)	-1.3E-6 (2.83E-6)
Dummy=1 if less than high school education	0.233* (0.076)	0.278* (0.078)	0.175*** (0.093)	0.163*** (0.095)
Dummy=1 if non-university accreditation	0.026 (0.093)	0.022 (0.093)	-0.021 (0.082)	-0.009 (0.083)
Dummy=1 if university accreditation	0.014 (0.093)	0.012 (0.093)	-0.243* (0.091)	-0.259* (0.093)
Dummy=1 if a new entrant	-0.071 (0.079)	-0.050 (0.080)	-0.116 (0.081)	-0.135 (0.083)
Dummy=1 if youngest child 6-10	—	-0.824* (0.256)	—	0.404* (0.150)
Interaction Dummy youngest child 6-10*26 weeks required	—	0.456 (0.442)	—	-0.818* (0.258)
Interaction Dummy youngest child 6-10*hours system	—	0.241 (0.419)	—	-0.113 (0.267)
Interaction Dummy age 15-24*26 weeks required	—	-0.790* (0.196)	—	-1.225* (0.223)
Interaction Dummy age 15-24*hours based system	—	0.588* (0.191)	—	0.637* (0.221)

[1] Using Organization for Economic Cooperation and Development (OECD) equivalence scales.
* significant with 99% confidence
** significant with 95% confidence
*** significant with 90% confidence

Apart from the policy changes, we also consider some of the other determinants of the probability of receiving benefits. For NERE workers, there is a lower probability of receiving unemployment insurance benefits associated with workers aged 15-24 years (compared to workers 35-44 years), single workers (compared to married workers), workers with children less than 18 years of age (compared to workers with no children less than 18 years), having an hourly wage rate of less than $10.00 (compared to $10.00-14.99), and having a university degree (compared to a high school diploma). These results are suggested since the coefficients on each of these dummy variables (AGE15-24, SINGLE, YCHILT18, WAGELT7, WAGE710, and UNIV) are negative and statistically significant. Notice that the results for young workers, single marital status, presence of children less than 18 years of age, hourly wage rate, and education, confirm the results indicated by the descriptive analysis of incidence presented in Table 5b. With respect to education, notice that having less than a high school diploma is associated with a higher probability of receiving unemployment insurance benefits, as the LTHIGH variable is

positive and statistically significant. Finally, being a new entrant (as opposed to a re-entrant worker) is associated with a lower access to unemployment insurance benefits; this result is indicated by a negative and statistically significant coefficient on the NEW variable.

But, are there any differential effects on our special interest groups (ie., youth and re-entrant mothers)? Results shown in Table 7 (column 2) indicate that both groups were particularly disadvantaged by the increase in the minimum weeks required for NEREs to qualify for benefits, with the impact not softened at all for re-entrant mothers by the switch from weeks to hours and the impact only partially softened for youth. Notice that the impact of the policy change was presumably primarily experienced by these two special interest groups because once we allow for differential effects for them, the WEEKS26 variable is no longer statistically significant for the NEREs overall.

The final set of regression provides estimates for NERE men and NERE women separately (Table 8). There are some differences between the results for the population of all NEREs and for men and women separately when we consider the various determinants of the probability of receiving benefits. For example, for men, the presence of children less than 18 years old is not associated with a lower probability of access to benefits (compared to men with no children); notice that the YCHLT18 variable is not significant. However, for NERE men, the presence of children 6-10 years old is associated with a lower probability of access to benefits since the YCH610 variable is negative and significant. For women, the presence of children less than 18 years old is associated with a lower probability of receiving benefits, as is the presence of children aged 6-10 years; notice that the variables YCHLT18 and YCH610 are negative and significant (Table 8).

In terms of the policy effects, women with children aged 6 to 10 experience a major reduction in access to benefits as a result of the increase in the minimum weeks, with no off-setting increase in access resulting from the change to an hours-based system. This large reduction in access to benefits is not evident for men with children aged 6 to 10.

5. NEREs' Experiences with UI/EI

This section presents some evidence about the new and re-entrants (NERE) experience of the Unemployment Insurance (UI) versus Employment Insurance (EI) system, compared to regular benefits recipients. First, for those receiving benefits based on claims filed within 5 weeks of the sample separation job, how do weeks of entitlement compare for NERE versus non-NERE recipients (keeping in mind that NEREs are much less likely to be entitled to any benefits)? For those NEREs who qualify for benefits (and recall that for a NERE to qualify for benefits, they must satisfy a more rigorous condition than other claimants), average weeks of entitlement are about 3 weeks less than those of non-NEREs (32.5 versus 35.6 weeks in the post January 1997 period — see Table 9). It is clear from the distribution figures presented that NEREs are more likely than non-NEREs to have entitlements of 14 to 25 weeks, or 26 to 35 weeks. NEREs are less likely to have entitlements of 36 to 45 weeks. Notice also that for both NEREs and non-NEREs, entitlements are necessarily less than 45 weeks in the EI period, given that the maximum duration of benefits has been reduced.

TABLE 9
Mean and Distribution of Benefit Entitlement Weeks for Those Who Are Entitled to Some Weeks of Benefits

	Job Separation pre-July 1996	Job Separation July-December 1996	Job Separation January-December 1997
Non-NEREs			
Mean	35.7	34.3	35.6
percentage with 14-25 weeks	14.8	17.2	13.4
percentage with 26-35 weeks	33.5	36.4	31.4
percentage with 36-45 weeks	37.8	46.5	55.2
percentage with > 45 weeks	13.9	0.0	0.0
NEREs			
Mean	32.6	33.3	32.5
percentage with 14-25 weeks	26.1	20.3	19.3
percentage with 26-35 weeks	37.1	42.9	46.0
percentage with 36-45 weeks	28.3	36.8	34.7
percentage with > 45 weeks	8.5	0.0	0.0

Table 10 considers how claims are likely to end for NERE versus non-NERE claimants.[16] NERE claimants are more likely to exhaust their benefits than non-NEREs (38.1 percent versus 31.4 percent in the post-1997 period). Non-NEREs are more likely to have their claims terminated at 52-week duration (i.e., benefit period ends before entitlement exhausted). The probability of a claim lapsing before benefits are exhausted (in most cases presumably because the individual has found a new job) is about the same for both groups (after January 1997).

TABLE 10
Termination Code for Those With Benefits[1,*]

	Job Separation pre-July 1996	Job Separation July-December 1996	Job Separation January-December 1997
Non-NEREs			
has lapsed (claimant stops reporting before entitlement exhausted)	50.6	51.3	47.4
has exhausted (all entitlement weeks used)	28.1	30.0	31.4
terminated at 52-week duration (benefit period ends before entitlement exhausted)	21.3	18.7	21.3
NEREs			
has lapsed (claimant stops reporting before entitlement exhausted)	44.0	57.1	47.3
has exhausted (all entitlement weeks used)	40.8	29.0	38.1
terminated at 52-week duration (benefit period ends before entitlement exhausted)	15.1	14.0	14.6

[1] Excludes any claims not terminated and any externally terminated by Commission.
[*] i.e. the number in each category divided by the total claims that ended.

Finally, Table 11 reports that NERE UI/EI recipients receive lower average weekly benefits than non-NEREs, not surprisingly since NEREs have lower wages. After January 1997, the average NERE EI benefit is 82.2 percent of the average weekly non-NERE benefit ($236 versus $287). Young NERE recipients have even lower average weekly benefits, at $176.

16 This obviously means we are now looking only at claims which are not still in progress, and we have not attempted to determine whether this differs between NEREs and non-NEREs.

TABLE 11
Mean Weekly Regular Benefits Who Collected UI/EI Recipients
(Standard Errors in Parentheses)

	Job Separation pre-July 1996	Job Separation July-December 1996	Job Separation January-December 1997
Non-NEREs	283 (1.748)	282 (1.875)	287 (1.583)
NEREs	225 (3.669)	218 (5.739)	236 (3.669)
NEREs aged 15-24	187 (6.19)	155 (6.81)	176 (4.68)

6. Conclusions

The principal achievement of this research project has been the identification of new and re-entrants (NEREs) experiencing job separations/interruptions. Individuals who are NEREs face more stringent conditions for gaining eligibility to Unemployment Insurance (UI)/Employment Insurance (EI) benefits and hence it is disadvantageous from a worker's perspective to be labelled as a NERE. It is also important to know more about the NERE group if we wish to understand trends in UI/EI recipiency rates, since if the NERE population grows, recipiency rates will fall (given that it is harder for NEREs to qualify than for other unemployed workers).

Using a combination of Canadian Out of Employment Panel (COEP) survey information and UI/EI administrative data, we find that NEREs constitute about one quarter of all separators — a sizable proportion and hence an important group to understand. Who is most likely to be a NERE? Young workers (i.e., aged less than 25 years) have the highest probability of being NEREs, followed by individuals with very low hourly wages and/or low family incomes (and these are presumably often the same people). Also, mothers with a youngest child aged 6 to 10 years, some of whom may be re-entering the labour market after a period away to care for pre-school aged children, have relatively high probabilities of being NEREs if they separate from their jobs. However, if we look at the population of workers who *are* NEREs, three-quarters have no children, 65 percent are single, and 40 percent are aged less than 25 years.

NEREs are very unlikely to receive benefits under either UI or EI. Recipiency rates for NERE separators are roughly half of those of non-NERE separators. Only 15 percent of young NEREs experiencing a job separation report receipt of benefits. Of those who do receive benefits, weeks of entitlement are about 3 weeks shorter than non-NERE recipients and weekly benefit rates are only about 80 percent of those received by non-NERE recipients.

In addition to painting a portrait of NERE job separators, this research has attempted to assess the impact of the switch from UI to EI on NEREs' access to (un)employment insurance benefits. Two aspects of the program change are particularly important for NEREs' access to benefits: (i) eligibility requirements for NERE workers were increased from 20 to 26 weeks on July 1, 1996; (ii) the change from a weeks-based system to an hours-based system affected eligibility (though with the data we currently have available, we can only partially assess the impact of this second change).

Both descriptive statistics and multivariate analysis lead to the conclusion that the increase in the minimum number of weeks necessary for NERE workers to qualify for benefits significantly reduced access to benefits for NEREs, especially young NEREs and returning mothers. For most NEREs, on the other hand, the switch to an hours-based system cushioned the blow with the result that for many NEREs, the net reduction in access to benefits resulting from the switch to EI is very small.

One of the stated objectives of the increase in the minimum eligibility conditions for NERE workers was to reduce the access to the program for younger workers so that they would establish reasonable attachment to the labour force before collecting benefits and thus not learn to become reliant on the system. Overall, the program change does reduce access for this group (and this is particularly indicated in the multivariate analysis). However, it is important to keep the *need* to reduce access in perspective. This research indicates that *very few* young NEREs actually receive UI/EI (only 15 percent). With an unemployment rate of 16.7 percent for this group in 1997,[17] the potential hardship associated with tough eligibility conditions must be kept in mind.

17 Cansim, D980405.

Biographical Notes

Shelley Phipps is a Professor in the Department of Economics at Dalhousie University. She received her Ph.D. (Economics) from the University of British Columbia in 1987, and her dissertation research focused upon an evaluation of unemployment insurance reform. Since that time she has published a variety of papers on the subject of UI/EI, including several studies conducted for HRDC: ("Potential Access to Maternity and Parental Benefits"; "Maternity and Parental Leaves and Allowances: An International Comparison"; "The Role of UI in the Income Security Framework" (with L. Osberg); and "The Income Distributional and Redistributional Consequences of Unemployment Insurance" (with L. Osberg). Her current research interests include the economic well-being of children, international comparisons of social policy, poverty and inequality and decision-making within families.

Fiona MacPhail is an Economics faculty member at the University of Northern British Columbia, where she teaches courses on Labour Economics, Poverty, Inequality, Development and Intermediate Macroeconomics. She received her Ph.D. (Economics) from Dalhousie University in 1996. Her recent publications include articles on earnings inequality in the *Cambridge Journal of Economics, Applied Economics* and the *International Review of Applied Economics*.

Martha MacDonald is a Professor in the Economics Department, Saint Mary's University. She holds a Ph.D. from Boston College. Her recent research has been on labour market restructuring and social security reform. She participated in the HRDC evaluation of the Atlantic Groundfish Strategy (with GTA/ARC), for which she conducted a special study on household and gender issues. She recently published "Gender and Social Security Reform: Pitfalls and Possibilities" in *Feminist Economics*, vol. 4:1, 1998.

Bibliography

Satin, A., and Shastry, W. *Survey Sampling: A Non-Mathematical Guide Second Edition, Statistics Canada,* Cat. No.12-602E, 1993.

Phipps, Shelley, and Peter Burton. "Collective Models of Family Behavior: Implications for Economic Policy", *Canadian Public Policy*, 22:2, 129-143, 1996.

Lundberg, Shelly, Robert Pollak and Terry Wales. "Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the UK Child Benefit", *Journal of Human Resources,* 32(3), 463-80, Summer 1997.

Les répercussions de l'assurance-emploi sur les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active

Rapport final

Préparé pour :
Évaluation stratégique et suivi du rendement
Évaluation et développement des données
Politique stratégique
Développement des ressources humaines Canada

Rédigé par :
Shelley Phipps
Université Dalhousie
et Fiona MacPhail
University of Northern British Columbia

novembre 2000

SP-AH135-11-00F

Remerciements

Ce rapport a été rédigé à l'intention de la Direction de l'Évaluation stratégique et suivi du rendement, à Développement des ressources humaines Canada, dans le cadre des évaluations périodiques des « répercussions de la Loi sur l'assurance-emploi qui touchent les personnes, les collectivités et l'économie ». Nous tenons à remercier Lynn Lethbridge pour l'excellence de son aide en matière de recherche.

Table des matières

Condensé i

1. Introduction 1

2. Données et problèmes d'identification des PDRM 3
2.1 Données 3
2.2 Identification des PDRM 3

3. Qui sont les PDRM? 7

4. Quelles ont été les répercussions de l'AE sur l'accès des PDRM aux prestations? 15
4.1 Analyse descriptive 15
4.2 Analyse à plusieurs variables 22

5. Les expériences des PDRM en matière d'AC/d'AE 33

6. Conclusions 37

Notes biographiques 39

Bibliographie 41

Liste des tableaux

Tableau 1	Personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active en pourcentage de tous les travailleurs qui ont connu une cessation d'emploi, de tous les demandeurs de prestations ordinaires, et des prestataires de l'AC/l'AE	8
Tableau 2	Pourcentage de toutes les personnes ayant subi une cessation d'emploi, par catégorie, qui sont des PDRM	11
Tableau 3	Composition des PDRM, par catégorie	13
Tableau 4	PDRM et non-PDRM qui touchent des prestations ordinaires	16
Tableau 5A	Pourcentage de tous les non-PDRM qui touchent des prestations, par catégorie	17
Tableau 5B	Pourcentage de tous les PDRM qui touchent des prestations, par catégorie	19
Tableau 6	Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations, ordinaires, PDRM et non-PDRM (écarts-types entre parenthèses)	23
Tableau 7	Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires, PDRM (écarts-types entre parenthèses)	26
Tableau 8	Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires, PDRM de sexe masculin et de sexe féminin (écarts-types entre parenthèses)	28
Tableau 9	Moyenne et répartition des périodes de prestations en semaines pour les prestataires qui étaient admissibles à des prestations	33
Tableau 10	Code de cessation des prestations	34
Tableau 11	Moyenne hebdomadaire des prestations ordinaires d'AC/d'AE (écarts-types entre parenthèses)	35

Condensé

Cette étude examine les répercussions de l'assurance-emploi (AE) sur les personnes qui intègrent ou qui réintègrent la population active. Les objectifs consistent à identifier et à caractériser ces personnes (les nouveaux venus sur le marché du travail et les rentrants) et à déterminer dans quelle mesure le passage de l'AC à l'AE a réduit leur accès aux prestations d'assurance-emploi.

L'étude met l'accent sur deux modifications apportées au régime, qui touchent particulièrement les nouveaux venus sur le marché du travail et les rentrants, à savoir l'augmentation des normes d'admissibilité et le passage d'un système fondé sur les semaines (AC) à un système fondé sur les heures (AE).

En 1995-1997, les nouveaux venus sur le marché du travail et les rentrants représentaient environ 26 p. 100 de tous les travailleurs qui avaient cessé de travailler. Ils étaient pour la plupart jeunes, célibataires et sans enfants. Les mères qui réintégraient le marché du travail étaient peut-être plus susceptibles de faire partie des nouveaux venus ou des rentrants lorsqu'elles cessaient de travailler, mais elles ne représentaient pas une proportion importante de cette population. Les personnes qui avaient cessé de travailler étaient plus susceptibles de faire partie des nouveaux venus et des rentrants si elles étaient relativement jeunes et avaient une rémunération horaire et un revenu familial annuel relativement faibles.

Les nouveaux venus sur le marché du travail et les rentrants étaient beaucoup moins susceptibles de toucher des prestation d'AE que les autres travailleurs, tant en vertu de l'AC qu'en vertu de l'AE. La proportion de nouveaux venus et de rentrants qui touchaient des prestations était généralement la moitié des autres travailleurs. L'augmentation des conditions d'admissibilité a réduit considérablement l'accès des nouveaux venus et des rentrants aux prestations, mais le passage d'un système fondé sur les semaines à un système fondé sur les heures a amélioré considérablement la situation. Les deux changements de politique n'ont donc eu pour effet net qu'une légère diminution du taux global de prestations des nouveaux venus et des rentrants. De façon générale, ces modifications quant à l'accès aux prestations ont été également observées dans divers sous-groupes socio-économiques. Le changement net quant au taux des prestations est demeuré stable et peu élevé pour les nouveaux venus et les rentrants jeunes, il a diminué pour les nouveaux venus et les rentrants de sexe féminin, et il a augmenté pour les nouveaux venus et les rentrants de sexe masculin.

Pour la période postérieure à janvier 1997, le nombre moyen de semaines de prestations des nouveaux venus et des rentrants était de 30,3, soit environ 4 semaines de moins que chez les autres travailleurs. Les prestataires d'AE qui étaient des nouveaux venus et des rentrants touchaient en outre des prestations hebdomadaires plus faibles en moyenne que

les autres travailleurs. Au cours de la même période, les prestations d'AE moyennes des nouveaux venus et des rentrants étaient de 236 $, soit environ 82 p. 100 de celles des autres travailleurs. Les prestations hebdomadaires moyennes des nouveaux venus et des rentrants jeunes étaient considérablement inférieures, soit 176 $.

1. Introduction

Le 1er juillet 1996, *la Loi sur l'assurance-emploi* a remplacé la *Loi sur l'assurance-chômage* et la *Loi nationale sur la formation*. Le nouveau régime d'assurance-emploi (AE) est conçu pour aider davantage les chômeurs à retrouver du travail, accroître les incitations à travailler, aider les travailleurs à s'adapter à l'évolution de l'économie au moyen du réinvestissement dans des prestations de retour au travail et permettre de réaliser des économies de l'ordre de 1,2 milliard de dollars d'ici l'exercice 2001-2002[1]. Le régime d'AE compte deux grandes composantes, soit un nouveau volet de prestations de revenu et un volet de prestations de soutien au réemploi et de mesures actives d'emploi. Pour ce qui est des prestations de revenu, l'un des quatre changements fondamentaux est l'admissibilité fondée sur les heures travaillées (en vertu de l'AE), plutôt que sur les semaines travaillées comme c'était le cas en vertu de l'assurance-chômage (AC). Selon la nouvelle formule, toutes les heures travaillées devraient compter dans la détermination de l'admissibilité (en effet, en vertu de l'AC, si un travailleur accomplissait moins de 15 heures par semaine, son travail n'était pas pris en considération dans l'établissement de son droit aux prestations). C'est là un changement jugé important, car le travail à temps partiel est de plus en plus fréquent; en outre, cette modification peut favoriser la création d'emplois comptant moins de 15 heures par semaine[2]. Le présent rapport a donc pour premier grand objectif d'examiner les répercussions du remplacement d'une formule fondée sur les semaines de travail par une formule fondée sur les heures pour déterminer l'admissibilité aux prestations d'un groupe particulier de travailleurs, à savoir ceux qui s'intègrent à la population active pour la première fois ou qui s'y réintègrent après une absence.

Les critères d'admissibilité aux prestations sont plus stricts pour les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (PDRM) que pour les travailleurs qui sont déjà sur le marché du travail; c'était vrai en vertu de l'AC et ce l'est encore en vertu de l'AE. Ces critères plus stricts ont pour objet de décourager quiconque de s'intégrer à la population active principalement pour devenir admissible aux prestations. Lorsque le régime d'AE a été adopté, les critères d'admissibilité ont été resserrés encore davantage pour les PDRM, afin d'encourager les travailleurs à fournir un effort de travail raisonnable avant de toucher des prestations, et ainsi réduire la probabilité que les nouveaux travailleurs prennent l'habitude de compter sur le régime d'AE[3]. Par conséquent, le deuxième grand objectif de notre recherche est de déterminer les conséquences du resserrement des critères d'admissibilité pour les PDRM (la durée de travail assurable, qui est passée de 20 à 26 semaines le 1er juillet 1996, et la conversion de cette période de 26 semaines à 910 heures de travail (35 X 26) à compter du 1er janvier 1997).

---

1 Développement des ressources humaines Canada. *Guide de l'assurance-emploi* : www.hrdc-drhc.gc.ca/hrdc/ei/sc1236_f.html, p. 2.

2 Ibid., p. 3 à 5.

3 Ibid., p. 17 à 18.

Nous ne disposons pas de beaucoup d'information sur les PDRM et la présente analyse a pour objet de combler cette lacune. Ainsi, nous devons d'abord déterminer qui sont les PDRM. Nous établissons le pourcentage des travailleurs ayant connu une cessation d'emploi qui sont des PDRM et nous étudions leurs caractéristiques. Comme ni l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE), ni les données administratives de l'AC/l'AE ne permettent d'identifier explicitement les PDRM, la principale contribution de notre recherche sera peut-être tout simplement de permettre d'identifier et d'analyser ces travailleurs. Deuxièmement, nous examinons les conséquences du passage de l'AC à l'AE sur les PDRM. Plus précisément, le passage de l'AC à l'AE a-t-il réduit l'accès des PDRM aux prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi? Deux éléments des changements apportés au régime sont particulièrement pertinents pour le groupe des PDRM, et c'est sur eux que nous nous concentrerons : i) le resserrement des critères d'admissibilité (de 20 à 26 semaines); ii) le remplacement de la formule fondée sur les semaines de travail par une formule fondée sur les heures.

On pourrait présumer que les jeunes travailleurs qui cherchent un premier emploi et les mères qui reviennent sur le marché du travail après avoir pris un congé pour élever des enfants d'âge préscolaire constituent deux groupes importants de PDRM. Nous voulons déterminer si c'est vraiment le cas et, en particulier, évaluer les effets de la nouvelle politique sur ces deux groupes.

La section 2 du rapport présente les données utilisées et certains de grands problèmes que pose le repérage des PDRM. La section 3 définit les PDRM et la section 4 examine comment le passage de l'AC à l'AE s'est répercuté sur l'accès aux prestations chez les PDRM. Plus précisément, quelles ont été les conséquences du resserrement des critères d'admissibilité (de 20 à 26 semaines) et du passage d'une formule fondée sur les semaines à une formule fondée sur les heures? La section 5 analyse l'expérience des PDRM en matière de prestations d'AC/d'AE et la section 6 conclut ce rapport.

2. Données et problèmes d'identification des PDRM

2.1 Données

Notre analyse s'inspire des données de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) de Développement des ressources humaines Canada (DRHC), de même que de plusieurs fichiers administratifs de l'assurance-chômage (AC)/l'assurance-emploi (AE). La population cible de l'ECPIE se compose des Canadiens de 15 ans et plus qui vivent dans l'une des 10 provinces ou les territoires et qui avaient connu une cessation d'emploi ou une interruption/un changement d'emploi entre juillet 1995 et décembre 1997 inclusivement. Les participants au sondage sont sélectionnés à partir du fichier administratif des relevés d'emploi (RE) de DRHC. On communique ensuite par téléphone avec les répondants choisis jusqu'à 12 mois après la cessation d'emploi, qui représente le critère de sélection de l'échantillon.

L'ECPIE comprend quatre cohortes de personnes qui ont connu une interruption d'emploi ou qui ont perdu leur emploi avant le 1er juillet 1996 (date à laquelle les premiers changements du régime d'AE sont entrés en vigueur, notamment le resserrement des critères d'admissibilité de 20 à 26 semaines pour les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active [PDRM]). Dans le cas de deux cohortes, les cessations d'emploi avaient eu lieu entre le 1er juillet 1996 et le 1er janvier 1997 (lorsque la nouvelle formule fondée sur les heures a remplacé celle fondée sur les semaines). Pour les membres de quatre autres cohortes, la cessation d'emploi a eu lieu après le 1er janvier 1997. Chaque cohorte est un échantillon de toutes les personnes ayant connu une cessation/interruption d'emploi au cours d'un trimestre en particulier.

L'ECPIE fournit un vaste éventail de données sur les personnes qui ont subi une cessation d'emploi et notre analyse utilise les variables démographiques habituelles (âge, sexe, situation de famille, nombre d'enfants), le revenu du ménage, le salaire horaire du dernier emploi et les prestations d'AC/d'AE touchées. La base des données administratives de l'AC/l'AE renferme de l'information tirée des relevés d'emploi, servant à établir les antécédents professionnels du travailleur.

2.2 Identification des PDRM

En vertu de l'AC, les PDRM étaient définies selon le nombre de semaines de travail qu'elles avaient effectuées; plus précisément, il s'agissait de travailleurs qui comptaient : i) moins de 14 semaines d'emploi assurable au cours des 52 semaines précédant la période des référence; ii) moins de 14 semaines de prestations versées ou payables; ou iii) toute combinaison de i) et ii). En vertu de l'AE, les PDRM sont définies en fonction des heures de travail effectuées; plus précisément, il s'agit de travailleurs qui comptent : i) moins de 490 heures (14 semaines à 35 heures/semaine) d'emploi assurable au cours des

52 semaines précédant la période de référence; ii) moins de 490 heures pour lesquelles des prestations ont été payées ou auraient été payables (à raison de 35 heures par semaine); ou iii) toute combinaison de i) et ii).

Il faut apporter une précision importante : même si les personnes qui ont subi une cessation d'emploi après le 1er janvier 1997 devraient en théorie être assujetties entièrement à la législation en matière d'AE, la période visée par l'ECPIE est en fait encore une période de transition. Ce problème est particulièrement grave lorsqu'il s'agit de repérer les PDRM, puisque la période qui est utilisée aux fins de l'identification remonte à deux ans avant la cessation d'emploi. Par exemple, si un travailleur a connu une cessation d'emploi en décembre 1997 (la dernière date possible selon l'échantillon de l'ECPIE), sa période de référence est de janvier à décembre 1997, alors que la période utilisée pour repérer les PDRM va de janvier à décembre 1996. Avant le 1er janvier 1997, DRHC a converti les semaines de travail en heures en multipliant tout simplement chaque semaine par 35; l'incidence du passage à la formule reposant sur les heures de travail, pour ce qui est de la définition des PDRM, est donc impossible à établir au moyen des données visant les cessations d'emploi au cours de la période de 1995 à 1997. En fait, toutes les PDRM pendant notre période d'échantillonnage ont été identifiées par le critère des 14 semaines (même si l'admissibilité reposait dorénavant sur les heures de travail; le fait de multiplier chaque semaine par 35 heures pour tout le monde revenait en fait à un critère reposant sur les semaines). Les répercussions du passage à la formule fondée sur les heures pour la définition des PDRM est une question intéressante pour la recherche, mais qui n'entre pas dans notre mandat[4].

---

4 Le passage d'un système reposant sur les semaines à un système fondé sur les heures pour les PDRM aura pour effet, en l'absence de tout rajustement dans les comportements, de changer la définition des PDRM, tant du point de vue de la composition de cette population que du point de vue de sa taille. On peut voir les répercussions de ce changement sur la définition des PDRM dans le tableau qui suit :

Emploi pendant les 52 semaines précédant la période de référence	PDRM En vertu de l'AC	PDRM En vertu de l'AE
13 semaines à 35 heures/semaine = 455 heures	Oui	Oui
13 semaines à 40 heures/semaine = 520 heures	Oui	Non
14 semaines à 10 heures/semaine = 140 heures	Non	Oui
14 semaines à 25 heures/semaine = 350 heures	Non	Oui
14 semaines à 35 heures/semaine = 490 heures	Non	Non

Ainsi, par exemple, un travailleur qui a fait 13 semaines à 40 heures par semaine serait considéré comme une personne qui intègre la population active en vertu du règlement sur l'AC, mais non en vertu du règlement sur l'AE. Cependant, un travailleur qui a fait 14 semaines à 25 heures par semaine ne serait pas un nouveau venu sur le marché du travail en vertu de l'AC, mais le serait en vertu de l'AE. En général, les personnes qui ont effectué plus de semaines mais moins d'heures par semaine sont moins susceptibles d'être classées parmi les PDRM en vertu de l'AC par rapport à l'AE. Par comparaison, les travailleurs qui ont fait moins de semaines mais plus d'heures par semaine sont moins susceptibles d'être classés dans les PDRM en vertu de l'AE par rapport à l'AC. De toute évidence, ce seul changement dans la définition des PDRM peut influencer l'accès aux prestations pour certains travailleurs.

Il faut également faire remarquer que le même problème de transition s'applique en partie à la détermination de l'admissibilité aux prestations (pour l'ensemble des travailleurs, et non pas seulement pour les PDRM). Par exemple, même si la cessation d'emploi a eu lieu en 1997, pour de nombreux travailleurs, une partie de la période de référence de l'AE remonte à 1996, et dans leur cas, DRHC a encore une fois converti les semaines en heures en multipliant tout simplement chaque semaine assurable par 35 heures. Tant que la période de référence de chaque travailleur ne sera pas établie intégralement après janvier 1997, nous ne connaîtrons pas toutes les répercussions de ce changement stratégique.

La première grande étape de la sélection de l'échantillon aux fins de notre analyse consiste à choisir les personnes qui, selon la définition de DRHC, sont des PDRM. C'est un processus difficile, puisque les PDRM ne sont pas désignées explicitement dans nos sources de données. Pour identifier les PDRM, nous devons établir les antécédents professionnels de tous les travailleurs visés par l'ECPIE, peu importe qu'ils aient présenté une demande de prestations ou non, au moyen d'une combinaison de données de l'ECPIE et de données administratives de l'AC/l'AE. Plus précisément, nous utilisons une combinaison de données tirées du fichier des RE, du fichier des prestations et des réponses à l'enquête[5]. Selon l'enquête, nous connaissons la dernière semaine de l'emploi sélectionné pour l'échantillon (c'est-à-dire la cessation d'emploi qui a servi de critère de sélection du répondant dans l'échantillon de l'ECPIE); nous pouvons donc établir la période de référence (c'est-à-dire la période précédente de 52 semaines) et la période d'admissibilité utilisée aux fins de l'identification des PDRM (c'est-à-dire les 52 semaines précédant la période de référence). Lorsque nous connaissons la période d'identification des PDRM pour un travailleur donné, nous pouvons consulter le fichier des RE pour voir s'il y a pour ce travailleur un RE qui chevauche ladite période. De plus, nous pouvons utiliser le fichier des prestations pour voir si le travailleur a reçu des prestations d'AC pendant la période d'identification des PDRM. Pour de nombreux travailleurs, nous pouvons déterminer que la combinaison des semaines de prestations (selon le fichier des prestations) et des semaines de travail (selon le fichier des RE) est égale ou supérieure à 14 semaines; par conséquent, le travailleur *ne* fait *pas* partie des PDRM. À partir de la même information, nous pouvons déterminer que d'autres travailleurs n'ont pas accumulé un minimum de 14 semaines de travail et de prestations pendant la période d'identification des PDRM, de sorte qu'ils sont *effectivement* des PDRM. Les travailleurs qui travaillaient pour la première fois et qui comptaient moins de 14 semaines pendant la période d'identification des PDRM sont classés parmi les travailleurs qui intègrent la population active — plutôt que parmi les travailleurs qui la réintègrent. Enfin, on peut recourir aux données de l'enquête pour établir que pour certains répondants, l'emploi sélectionné pour l'échantillon est de très longue durée. Il se peut qu'il n'y ait pas de RE pour ces travailleurs pendant la période d'identification des PDRM parce qu'ils ont travaillé continuellement pendant toute la période. Si, de plus, le travailleur ne signale aucune absence du travail et

5 Les périodes de grève ou les périodes pendant lesquelles le travailleur touchait des indemnisations d'accident du travail peuvent être utilisées pour démontrer qu'il ne s'agit pas d'une PDRM. On les considère comme des semaines/heures « prescrites ». Malheureusement, les fichiers informatisés n'indiquent pas les semaines prescrites. On nous a dit que cette information est conservée dans les dossiers personnels des prestataires dans les bureaux régionaux. Dans la mesure où tout travailleur qui a connu une période de grève/d'indemnisations d'accident du travail ne fait pas partie des PDRM, nous ne l'identifierons pas correctement.

effectue normalement suffisamment d'heures chaque semaine pour que la semaine soit assurable, nous le classons dans le groupe des non-PDRM. Même s'il s'agit plus ou moins de conjectures, nous sommes pratiquement convaincues que ces travailleurs ne sont probablement pas des PDRM.

Après avoir éliminé les travailleurs dont nous étions sûres qu'ils étaient des PDRM ou des non-PDRM, il nous restait 2 883 observations (6,7 p. 100) au sujet desquelles nous ne pouvions pas nous prononcer avec certitude. Nous les avons donc éliminées de notre échantillon.

En déterminant si les répondants avaient touché ou non des prestations, il a fallu nous assurer que les prestations versées correspondaient à une cessation d'emploi de l'échantillon, pour laquelle nous avions analysé la période d'identification des PDRM. Ainsi, nous nous sommes concentrées seulement sur les demandes présentées dans les cinq semaines suivant la semaine de cessation de l'emploi sélectionné pour l'échantillon (même si les prestations ont pu être versées au-delà de cette période de cinq semaines). De cette façon, nous espérons éviter d'utiliser des données relatives à certaines demandes si, par exemple, un travailleur faisait partie des PDRM au moment de la cessation de l'emploi sélectionné pour l'échantillon, mais qu'il a depuis travaillé pendant plusieurs mois et qu'il ne fait plus partie de la catégorie des PDRM. Ainsi, nous avons éliminé les observations concernant les répondants de l'ECPIE qui affirmaient avoir touché des prestations, mais qui n'avaient pas présenté de demande dans les cinq semaines suivant la cessation de l'emploi sélectionné pour l'échantillon (en pareil cas, il est plus que probable que les prestations ont été versées pour une autre cessation d'emploi). Nous avons également rejeté les prestataires ayant touché des prestations autres que les prestations ordinaires — soit au total 10 503 observations éliminées, ce qui nous a laissé 28 638 observations. De ce nombre, 10 915 proviennent des cohortes 1 à 4 (cessations d'emploi avant le 1er juillet 1996); 6 167 des cohortes 5 et 6 (cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996); et 11 556 des cohortes 7 à 10 (cessations d'emploi en 1997).

3. *Qui sont les PDRM?*

Les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (PDRM) représentent environ 26 p. 100 de tous les travailleurs qui ont subi une cessation d'emploi (tableau 1, rangée 1) — une proportion tellement significative que l'étude de leurs expériences en matière d'assurance-chômage (AC)/d'assurance-emploi (AE) revêt une grande importance. Le pourcentage des personnes ayant subi une cessation d'emploi et qui sont des PDRM est indiqué pour les trois périodes de référence définies selon le moment de la cessation d'emploi, à savoir avant juillet 1996, entre juillet et décembre 1996 et entre janvier et décembre 1997, périodes qui correspondent à des changements importants découlant du passage de l'AC à l'AE[6]. Les PDRM représentent 18,9 p. 100 de tous les prestataires qui touchent des prestations ordinaires et 16,5 p. 100 de ceux qui ont touché des prestations d'AC (par suite de demandes présentées dans les cinq semaines suivant la cessation de l'emploi sélectionné pour l'échantillon).

Notre analyse se concentre sur les caractéristiques des PDRM. Il y a peu d'information à notre disposition, tant en ce qui concerne les PDRM parmi tous les travailleurs ayant connu une cessation d'emploi (voir le tableau 2) qu'en ce qui concerne la composition de la population des PDRM à proprement parler (voir le tableau 3). Puisque, comme nous l'avons expliqué en détail ci-dessus, la nouvelle politique n'a pas encore eu de répercussions sur la définition des PDRM, nous nous concentrons sur les premières colonnes des tableaux 2 et 3, c'est-à-dire les travailleurs ayant connu une cessation d'emploi avant juillet 1996 (bien que ce changement n'influence pas l'essence de notre analyse).

Le tableau 2 présente des estimations de l'incidence des PDRM ou de la probabilité de faire partie de la catégorie des PDRM. En d'autres termes, nous calculons le pourcentage de tous les travailleurs ayant connu une cessation d'emploi qui sont des PDRM, et ce, pour diverses sous-populations importantes (par exemple, les hommes par rapport aux femmes, les travailleurs plus jeunes par rapport aux travailleurs plus âgés).

Il n'est pas surprenant de constater que la proportion des PDRM est beaucoup plus élevée chez les travailleurs plus jeunes, puisque ceux-ci sont plus susceptibles d'intégrer le marché du travail pour la première fois que les travailleurs plus âgés; par exemple, il y avait 51,8 p. 100 de PDRM parmi les travailleurs ayant connu une cessation d'emploi dans le groupe des 15 à 24 ans, par rapport à 22,0 p. 100 dans le groupe des 25 à 34 ans. Les travailleurs dont le salaire horaire est moins élevé selon le relevé d'emploi (RE) sont beaucoup plus susceptibles que d'autres d'être des PDRM (par exemple, 41,9 p. 100 de ceux dont le salaire horaire était inférieur à 7 $ de l'heure), et les travailleurs provenant de

6 Nous signalons les résultats en fonction de ces trois périodes de référence, selon le régime qui était en vigueur au moment de la cessation d'emploi, tout au long de notre rapport. Même si elles ne sont pas particulièrement importantes pour ce qui est de l'identification des PDRM, les trois périodes revêtent beaucoup d'importance plus tard, lorsqu'il s'agit d'analyser les répercussions du nouveau régime sur l'accès aux prestations.

familles dont le revenu annuel est moindre sont plus susceptibles d'être des PDRM (par exemple, 33,7 p. 100 des travailleurs ayant subi une cessation d'emploi et provenant de familles dont le revenu total' était inférieur à 20 000 $ étaient des PDRM, par rapport à seulement 19,0 p. 100 de ceux qui provenaient de familles dont le revenu total était de 50 000 $ ou plus). Comme les travailleurs plus jeunes sont également plus susceptibles d'avoir un salaire moins élevé et de venir d'une famille dont le revenu est moins élevé, on peut supposer qu'il y a un lien entre ces caractéristiques.

TABLEAU 1

Personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active en pourcentage de tous les travailleurs qui ont connu une cessation d'emploi, de tous les demandeurs de prestations ordinaires, et des prestataires de l'AC/l'AE

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Pourcentage de tous les travailleurs ayant subi une cessation d'emploi qui sont des PDRM*	26,3	26,3	26,4
Pourcentage de tous les travailleurs ayant présenté une demande de prestations ordinaires dans les 5 semaines suivant la cessation d'emploi, qui sont des PDRM**	18,9	13,2	17,8
Pourcentage de tous les prestataires qui sont des PDRM***	16,5	10,8	15,9

* nombre de PDRM divisé par le nombre total des personnes ayant subi une cessation d'emploi.
** nombre de PDRM divisé par le nombre total des personnes ayant présenté une demande de prestations ordinaires.
*** nombre de PDRM divisé par le nombre total de prestataires qui touchent des prestations ordinaires.

7 Dans le cadre de l'ECPIE, on demande aux répondants quel était le revenu total de leur ménage pendant les quatre semaines ayant précédé l'entrevue. On leur demande également si le revenu total du ménage a augmenté ou diminué au cours des quatre semaines précédant la cessation de l'emploi sélectionné pour l'échantillon et, dans l'affirmative, de combien. Cette information sert à calculer le revenu du ménage au cours des quatre semaines précédant l'établissement du RE, montant qu'on multiplie ensuite par 13 pour obtenir une estimation du revenu annuel.

La proportion des PDRM est légèrement plus élevée chez les femmes que chez les hommes, soit 28,2 p. 100 par rapport à 24,7 p. 100, respectivement. Ce résultat s'explique vraisemblablement par la plus grande propension des femmes à s'intégrer à la population active puis à la quitter périodiquement, dans le cadre d'une stratégie visant à équilibrer les responsabilités familiales et les responsabilités professionnelles. En fait, si nous examinons les parents ayant subi une cessation d'emploi par rapport aux travailleurs qui n'ont pas d'enfants, nous constatons que la proportion des PDRM est plus élevée chez ceux qui n'ont pas d'enfants (de moins de 18 ans[8]) à la maison que chez ceux qui ont des enfants à la maison; les pourcentages sont de 29,7 p. 100 et de 19,3 p. 100, respectivement. On peut attribuer ce résultat au fait que de nombreuses personnes qui intègrent la population active sont des travailleurs plus jeunes qui n'ont pas encore d'enfants, résultat qu'il faudra confirmer au moyen d'une analyse à plusieurs variables. Nous comparons également tous les travailleurs ayant connu une cessation d'emploi qui sont des parents et les parents dont l'enfant le plus jeune a entre 6 et 10 ans. Nous nous intéressons ici en particulier aux mères qui ont quitté temporairement la population active pour élever des enfants d'âge préscolaire et qui réintègrent le marché du travail à mesure que les enfants commencent à aller à l'école. Malheureusement, nous n'avons pas de meilleur moyen d'identifier ce groupe que par l'âge de leur plus jeune enfant. Il n'y a pas de différence en ce qui concerne la proportion des PDRM chez l'ensemble des pères et chez les pères dont l'enfant le plus jeune a entre 6 et 10 ans. Cependant, chez les mères, qu'elles soient mariées ou seules, il y a une augmentation marquée de la probabilité d'appartenir au groupe des PDRM chez celles dont l'enfant le plus jeune a entre 6 et 10 ans par rapport à l'ensemble des mères (c'est-à-dire 21,9 p. 100 de l'ensemble des mères mariées par rapport à 31,2 p. 100 des mères mariées dont l'enfant le plus jeune a entre 6 et 10 ans). À remarquer que les mères seules sont en général beaucoup plus susceptibles de faire partie des PDRM que les mères mariées ou les pères (par exemple, 41,8 p. 100 des mères seules dont l'enfant le plus jeune a entre 6 et 10 ans, par rapport à 31,2 p. 100 des mères mariées et à 14,2 p. 100 des pères dans la même situation).

Sur le plan de la scolarité, les travailleurs qui ont un diplôme d'études secondaires ou un diplôme universitaire sont plus nombreux à être des PDRM par rapport à ceux qui n'ont pas terminé le secondaire ou qui n'ont pas de diplôme universitaire. Encore là, il y a vraisemblablement un rapport entre le niveau de scolarité et l'âge du travailleur qu'il est impossible de confirmer par une simple analyse descriptive (c'est-à-dire qu'il se peut que de nombreux jeunes travailleurs soient encore aux études).

Le tableau 3, qui présente des estimations de la composition de la population des PDRM, propose une autre façon d'analyser ses caractéristiques. Comme dans le tableau 2, nous nous concentrerons seulement sur la première colonne. Les PDRM sont très susceptibles d'être jeunes; 40 p. 100 ont entre 15 et 24 ans. Les PDRM sont réparties à peu près également entre les hommes (52 p. 100) et les femmes (48 p. 100). Une proportion plus importante des PDRM sont célibataires plutôt que mariées, soit 65,1 p. 100 et 34,9 p. 100, respectivement. La vaste majorité des PDRM n'ont pas d'enfants (76,1 p. 100). Ainsi, les

8 Il s'agit du nombre d'enfants au moment de l'enquête, plutôt qu'au moment de la cessation d'emploi. Il peut y avoir un écart pouvant aller jusqu'à un an entre les deux dates, de sorte que le statut familial pourrait avoir changé (par exemple, naissance d'un enfant, divorce/séparation).

mères qui retournent sur le marché du travail ne constituent pas une proportion importante de la population totale des PDRM, en dépit de leur probabilité relative plus élevée de faire partie des PDRM si elles subissent une cessation d'emploi.

Étant donné la répartition de la population, il n'est pas surprenant de constater que la plupart des PDRM habitent au Québec et en Ontario, soit 22,9 p. 100 et 38,1 p. 100, respectivement. Chez les PDRM qui ont des enfants, 42 p. 100 avaient des enfants de moins de cinq ans. Du point de vue de la scolarité, presque 70 p. 100 des PDRM ont un diplôme d'études secondaires ou un niveau de scolarité moindre (53,0 p. 100 et 17,8 p. 100). En ce qui concerne les taux horaires de rémunération, plus de 50 p. 100 des PDRM gagnaient moins de 10 $ l'heure (16,2 p. 100 et 39,1 p. 100) et plus de 75 p. 100 gagnaient moins de 15 $ l'heure.

TABLEAU 2
Pourcentage de toutes les personnes ayant subi une cessation d'emploi, par catégorie, qui sont des PDRM*

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Groupe d'âge			
15 à 24 ans	51,8	55,3	51,9
25 à 34 ans	22,0	21,7	24,8
35 à 44 ans	19,5	19,1	18,5
45 ans et plus	17,3	12,7	15,8
Sexe			
hommes	24,7	22,9	24,4
femmes	28,2	30,7	28,6
Situation de famille			
mariés	17,7	17,0	18,9
célibataires	35,8	36,1	34,9
Province			
Terre-Neuve	19,6	19,8	25,0
Î.-P.-É.	17,5	12,2	18,5
Nouvelle-Écosse	22,4	19,3	20,4
Nouveau-Brunswick	20,9	20,5	20,9
Québec	22,7	21,6	25,1
Ontario	30,4	33,9	27,3
Manitoba	25,3	25,9	29,1
Saskatchewan	28,4	27,3	29,9
Alberta	25,1	24,8	27,0
Colombie-Britannique	27,8	25,7	28,1

TABLEAU 2 (suite)

Pourcentage de toutes les personnes ayant subi une cessation d'emploi, par catégorie, qui sont des PDRM*

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Enfants			
aucun enfant à la maison de < 18 ans	29,7	29,1	28,7
enfant de < 18 ans	19,3	19,9	21,8
mères mariées	21,9	23,4	24,6
mères seules	33,4	34,6	33,3
pères	13,8	13,7	16,2
mères mariées/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	31,2	30,9	26,6
mères seules/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	41,8	38,6	37,6
pères/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	14,2	7,6	13,4
Niveau de scolarité			
< études secondaires	21,5	18,3	20,7
études secondaires	29,0	28,4	28,9
aucun diplôme universitaire	23,0	22,9	24,9
diplôme universitaire	28,3	34,3	28,4
Revenu du ménage (au moment du RE)			
< 20 000 $	33,7	35,9	36,3
20 000 $ à 34 999 $	21,0	20,7	23,8
35 000 $ à 49 999 $	22,6	16,2	20,6
> 50 000 $	19,0	20,7	16,5
Salaire (emploi du RE)			
< 7,00 $/h	41,9	40,3	45,7
7,00 $ à 9,99 $/h	39,9	41,5	39,7
10,00 $ à 14,99 $/h	22,1	23,8	25,2
15,00 $ à 24,99 $/h	15,0	10,9	12,7
25,00 $/h	14,7	17,1	11,8

* nombre de PDRM divisé par le nombre total des personnes ayant subi une cessation d'emploi dans chaque catégorie.

TABLEAU 3 Composition des PDRM, par catégorie*			
	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	**Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)**	**Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)**
Groupe d'âge			
15 à 24 ans	40,1	46,2	40,3
25 à 34 ans	25,7	25,5	26,7
35 à 44 ans	18,7	16,4	17,2
45 ans et plus	15,5	11,9	15,7
Sexe			
hommes	52,1	49,9	49,3
femmes	47,9	50,1	50,7
Situation de famille			
mariés	34,9	33,0	38,0
célibataires	65,1	67,0	62,0
Province			
Terre-Neuve	1,7	1,9	2,2
Î.-P.-É.	0,5	0,4	0,5
Nouvelle-Écosse	2,9	2,7	2,5
Nouveau-Brunswick	2,8	3,2	2,8
Québec	22,9	24,3	25,9
Ontario	38,1	39,8	33,6
Manitoba	3,5	3,2	4,0
Saskatchewan	3,3	3,0	3,5
Alberta	10,0	9,0	11,4
Colombie-Britannique	14,4	12,5	13,7

TABLEAU 3 (suite)
Composition des PDRM, par catégorie*

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Enfants			
aucun enfant à la maison de < 18 ans	76,1	76,3	72,3
enfant de < 18 ans	23,9	23,7	27,7
mères mariées	10,3	10,8	12,6
mères seules	5,2	5,0	5,3
pères	8,4	7,9	9,7
mères mariées/enfant le plus jeune entre 6 à 10 ans	48,3	52,2**	45,4
mères seules/enfant le plus jeune entre 6 à 10 ans	24,1	30,3**	26,3
pères/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	27,6	17,5**	28,3
Niveau de scolarité			
< études secondaires	17,8	14,7	16,6
études secondaires	53,0	50,8	49,7
aucun diplôme universitaire	13,9	14,5	16,4
diplôme universitaire	15,3	20,0	17,3
Revenu du ménage (au moment du RE)			
< 20 000 $	29,7	30,0	29,3
20 000 $ à 34 999 $	22,6	22,3	26,6
35 000 $ à 49 999 $	23,2	18,0	19,3
>50 000 $	24,5	28,7	24,7
Salaire (emploi du RE)			
< 7,00 $/h	16,2	10,9	12,0
7,00 $ à 9,99 $/h	39,1	46,2	43,4
10,00 $ à 14,99 $/h	24,6	26,8	27,7
15,00 $ à 24,99 $/h	15,9	11,5	13,1
25,00 $/h	4,1	4,6	3,9

* Pourcentage de toutes les PDRM qui sont des hommes/des femmes, dans chaque groupe d'âge, etc.

** Nota : l'écart s'explique en partie par la taille limitée de l'échantillon.

4. *Quelles ont été les répercussions de l'AE sur l'accès des PDRM aux prestations?*

Pour déterminer si le passage de l'assurance-chômage (AC) à l'assurance-emploi (AE) a réduit l'accès des personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (PDRM) aux prestations, nous commençons par analyser la fréquence des prestations pour l'ensemble des PDRM, puis pour diverses sous-populations du groupe. Deuxièmement, nous analysons la probabilité que les PDRM reçoivent des prestations selon des techniques à plusieurs variables.

4.1 Analyse descriptive

Il faut d'abord faire remarquer que les PDRM sont *beaucoup* moins susceptibles de toucher des prestations que les non-PDRM (le nombre de PDRM prestataires étant généralement de 50 p. 100), que ce soit en vertu de l'AC ou de l'AE. Dans l'ensemble, il y a un très léger recul du pourcentage des PDRM signalant avoir touché des prestations après l'adoption de l'AE. Ainsi, 26,9 p. 100 des PDRM ayant connu une cessation d'emploi avant juillet 1996 ont signalé avoir touché des prestations d'assurance-chômage, par rapport à 23,8 p. 100 des PDRM dont la cessation d'emploi avait eu lieu après janvier 1997 (voir le tableau 4)[9]. Le changement dans le pourcentage des PDRM qui signalent avoir touché des prestations s'explique peut-être par : i) le resserrement des critères d'admissibilité, le nombre de semaines d'emploi étant passé de 20 à 26; et ii) le passage d'une formule fondée sur les semaines à une formule fondée sur les heures. Pour distinguer les répercussions relatives de ces deux changements, nous présentons les résultats selon trois périodes de référence, soit : i) avant juillet 1996, date à laquelle les critères d'admissibilité sont passés de 20 à 26 semaines; ii) la période de transition entre juillet et décembre 1996, soit après le resserrement des critères d'admissibilité, mais pendant que les prestations étaient encore calculées selon le nombre de semaines de travail pendant la période de référence; et iii) après janvier 1997, lorsque la formule fondée sur les heures de travail est entrée en vigueur[10].

En examinant séparément les effets de chacun des deux changements apportés à la politique publique, nous constatons que le resserrement des critères d'admissibilité

---

9 Il n'y a pas de différence significative dans la proportion des prestataires qui touchaient des prestations entre les deux périodes. Il serait donc intéressant d'examiner, dans le cadre d'une recherche, quelles ont été les répercussions des changements apportés au programme sur la probabilité de présenter une demande.

10 Comme on l'a vu plus tôt, même après janvier 1997, les prestataires qui avaient travaillé en 1996 se sont vus attribuer 35 heures par semaine pour chaque semaine d'emploi assurable. Ainsi, nous n'avons pas encore de données qui reflètent complètement le nouveau régime. Cependant, on trouve au tableau 4 une quatrième colonne qui n'existe pas dans les autres tableaux, et qui examine les cessations d'emploi entre juillet 1997 et décembre 1997; ces résultats minimiseraient ce « problème de transition ». Les résultats sont très semblables, ce que nous trouvons rassurant.

a eu pour conséquence de réduire substantiellement l'accès des PDRM aux prestations (26,9 p. 100 des PDRM ayant connu une cessation d'emploi ont touché des prestations avant juillet 1996, par rapport à seulement 17,8 p. 100 après cette période), mais que l'adoption d'une formule fondée sur les heures a sensiblement amélioré la situation (de 17,8 p. 100 à 23,8 p. 100). Ainsi, l'effet net des deux changements ne représente qu'une légère réduction du pourcentage global des PDRM ayant touché des prestations.

À remarquer que les travailleurs qui ne sont pas des PDRM ont également connu une légère baisse globale de l'accès aux prestations. Par exemple, le pourcentage des non-PDRM qui touchent des prestations par rapport à l'ensemble des travailleurs ayant subi une cessation d'emploi et touchant des prestations est passé de 48,9 p. 100 à 45,5 p. 100 (tableau 4, rangée 1). Cependant, on n'a pas constaté de baisse équivalente entre la période d'avant juillet 1996 et la période de juillet à décembre 1996 chez les non-PDRM qui ont connu une cessation d'emploi (ces derniers n'ont pas subi non plus le resserrement significatif des critères d'admissibilité).

TABLEAU 4
PDRM et non-PDRM qui touchent des prestations ordinaires

	Cessations d'emploi avant juillet 1996	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1997
Pourcentage des travailleurs ayant subi une cessation d'emploi et qui touchent des prestations*				
Non-PDRM	48,9	52,6	45,5	46,9
PDRM	26,9	17,8	23,8	22,8
Pourcentage des travailleurs ayant présenté une demande et qui touchent des prestations**				
Non-PDRM	85,3	88,2	83,8	84,3
PDRM	72,5	70,1	72,8	76,2

* nombre de prestataires d'AE divisé par le nombre total des personnes ayant subi une cessation d'emploi, PDRM et non-PDRM.
** nombre de prestataires d'AE divisé par le nombre total des personnes ayant présenté une demande, PDRM et non-PDRM.

Ces changements fondamentaux dans l'accès aux prestations observés pour tous les PDRM se retrouvent également dans divers groupes socio-économiques examinés séparément, à quelques exceptions près, comme nous le verrons ici. Le pourcentage des

PDRM ayant signalé avoir touché des prestations par rapport à l'ensemble des PDRM est présenté au tableau 5B pour diverses catégories; à des fins de comparaison, le tableau 5A montre les résultats pour l'ensemble des non-PDRM. La proportion des PDRM ayant touché des prestations a diminué dans chaque groupe d'âge, à l'exception du groupe le plus jeune (les 15 à 24 ans); dans ce cas en particulier, le pourcentage des PDRM les plus jeunes touchant des prestations est demeuré à peu près le même (à des niveaux très faibles : environ 15 p. 100 seulement des jeunes PDRM touchent des prestations). La réduction la plus importante au chapitre de la réception des prestations se retrouve dans les groupes de 35 à 44 ans (de 39,2 p. 100 à 32,4 p. 100). Dans tous les groupes, sauf celui des travailleurs les plus âgés, la réception des prestations a diminué par suite du resserrement des critères d'admissibilité, puis s'est rétablie quelque peu après l'adoption de la formule fondée sur les heures.

TABLEAU 5A
Pourcentage de tous les non-PDRM qui touchent des prestations, par catégorie

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi, entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Groupe d'âge			
15 à 24 ans	30,3	34,7	25,8
25 à 34 ans	48,8	48,6	44,7
35 à 44 ans	53,1	59,8	50,5
45 ans et plus	53,6	59,1	50,4
Sexe			
hommes	46,6	54,3	43,3
femmes	51,9	49,9	48,1
Situation de famille			
mariés	51,5	55,7	49,4
célibataires	44,9	48,1	39,9
Province			
Terre-Neuve	73,8	78,6	75,6
Î.-P.-É.	81,7	85,4	76,8
Nouvelle-Écosse	62,6	68,9	63,6
Nouveau-Brunswick	69,9	74,5	71,3
Québec	60,3	59,5	55,9
Ontario	39,6	42,6	34,7

TABLEAU 5A (suite) Pourcentage de tous les non-PDRM qui touchent des prestations, par catégorie *			
	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	**Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)**	**Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)**
Manitoba	40,9	48,1	36,9
Saskatchewan	35,9	39,7	32,0
Alberta	35,6	33,0	28,7
Colombie-Britannique	46,5	54,8	49,9
Enfants			
aucun enfant à la maison de <18 ans	46,3	49,3	43,2
enfant de <18 ans	53,6	58,9	49,6
mères mariées	57,6	58,3	53,8
mères seules	52,6	43,3	49,8
pères	50,5	62,0	46,3
mères mariées/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	63,5	67,0	58,2
mères seules/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	48,8	18,8**	43,1
pères/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	50,6	67,0	46,4
Niveau de scolarité			
< études secondaires	58,9	64,2	55,5
études secondaires	45,7	53,8	44,3
aucun diplôme universitaire	49,5	46,8	42,7
diplôme universitaire	42,0	35,6	37,6
Revenu du ménage (au moment du RE)			
< 20 000 $	53,9	54,6	47,2
20 000 $ à 34 999 $	54,5	56,4	53,6
35 000 $ à 49 999 $	52,6	53,7	48,1
> 50 000 $	42,3	52,6	40,2

TABLEAU 5A (suite)

Pourcentage de tous les non-PDRM qui touchent des prestations, par catégorie *

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Salaire (emploi du RE)			
< $7,00 $/h	44,7	43,9	31,8
7,00 $ à 9,99 $/hr	43,6	50,1	40,3
10,00 $ à 14,99 $/h	54,8	57,6	50,1
15,00 $ à 24,99 $/h	52,4	56,8	51,8
25,00 $/h	35,6	33,9	37,3

* chez les non-PDRM, nombre de bénéficiaires divisé par le nombre total des personnes ayant subi une cessation d'emploi dans chaque catégorie.
** Nota : l'écart s'explique en partie par la taille limitée de l'échantillon.

TABLEAU 5B

Pourcentage de tous les PDRM qui touchent des prestations, par catégorie *

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Groupe d'âge			
15 à 24 ans	15,4	7,6	15,3
25 à 34 ans	31,6	26,2	27,7
35 à 44 ans	39,2	20,7	32,4
45 ans et plus	33,8	34,9	29,6
Sexe			
hommes	26,3	19,2	27,1
femmes	27,6	16,3	20,6
Situation de famille			
mariés	37,4	27,3	30,4
célibataires	21,3	13,0	19,7

TABLEAU 5B (suite)

Pourcentage de tous les PDRM qui touchent des prestations, par catégorie *

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Province			
Terre-Neuve	35,5	38,9	46,3
Î.-P.-É.	43,3	27,3	41,4
Nouvelle-Écosse	32,3	31,5	29,1
Nouveau-Brunswick	35,6	32,5	42,3
Québec	34,9	19,8	36,4
Ontario	22,6	13,3	14,8
Manitoba	19,4	14,9	18,6
Saskatchewan	24,6	13,9	15,9
Alberta	23,7	14,5	13,8
Colombie-Britannique	25,2	21,5	25,3
Enfants			
aucun enfant à la maison de <18 ans	25,0	15,6	22,7
enfant de <18 ans	33,0	24,4	26,8
mères mariées	33,9	20,5	18,9
mères seules	34,7	14,4	27,2
pères	30,8	36,1	36,2
mères mariées/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	42,1	22,1**	16,9
mères seules/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	43,1	9,0**	15,8
pères/enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	24,7	31,2**	41,7
Niveau de scolarité			
< études secondaires	35,8	27,9	33,5
études secondaires	22,6	15,8	19,7
aucun diplôme universitaire	32,3	20,5	28,3
diplôme universitaire	26,9	13,1	22,5

TABLEAU 5B (suite)
Pourcentage de tous les PDRM qui touchent des prestations, par catégorie*

	Cessations d'emploi avant juillet 1996 (la période d'identification des PDRM commence avant juillet 1994)	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 (la période d'identification des PDRM se situe entre juillet et décembre 1994)	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997 (la période d'identification des PDRM se situe entre janvier et décembre 1995)
Revenu du ménage (au moment du RE)			
< 20 000 $	31,2	13,1	26,8
20 000 $ à 34 999 $	40,0	20,7	32,1
35 000 $ à 49 999 $	28,6	20,8	40,4
> 50 000 $	23,0	25,4	20,1
Salaire (emploi du RE)			
< $7,00 $/h	21,0	15,8	17,4
7,00 $ à 9,99 $/hr	21,2	18,3	18,7
10,00 $ à 14,99 $/h	33,6	18,5	28,2
15,00 $ à 24,99 $/h	33,3	22,4	36,9
25,00 $/h	41,0	9,5**	32,4

* chez les PDRM, nombre de bénéficiaires divisé par le nombre total des personnes ayant subi une cessation d'emploi dans chaque catégorie.
** Nota : l'écart s'explique en partie par la taille limitée de l'échantillon.

L'analyse des résultats selon le sexe montre que même si le pourcentage des PDRM touchant des prestations a diminué chez les femmes (passant de 27,6 p. 100 à 20,6 p. 100), il a très légèrement augmenté chez les hommes (passant de 26,3 p. 100 à 27,1 p. 100). À remarquer que les PDRM de sexe féminin ont connu une réduction de l'admissibilité plus marquée que les hommes par suite du resserrement des critères (20 à 26 semaines). Si nous examinons les PDRM qui ont des enfants à la maison, il est clair que la réception des prestations a reculé considérablement chez les mères mariées, a diminué chez les mères seules et a augmenté chez les pères. Nous examinons également les mères et les pères dont l'enfant le plus jeune a entre 6 et 10 ans (notre cas du parent qui réintègre éventuellement la population active). Encore là, nous constatons que les taux de réception ont beaucoup diminué chez les mères, mais ont augmenté chez les pères.

Dans certaines provinces, à savoir Terre-Neuve, le Nouveau-Brunswick et le Québec, l'accès des PDRM aux prestations a augmenté. En ce qui concerne les changements dans la réception des prestations selon différents niveaux de revenu, il y a eu augmentation chez les PDRM dans les ménages dont le revenu se situe entre 35 000 $ et 49 999 $, tandis que pour les ménages de tous les non-PDRM, la réception des prestations a diminué dans chaque catégorie de revenu du ménage.

4.2 Analyse à plusieurs variables

Nous avons également examiné si les changements apportés dans la politique publique se sont traduits par une réduction de l'accès des PDRM aux prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi, compte tenu des caractéristiques des travailleurs et de certaines caractéristiques de l'emploi. Nous avons d'abord estimé un modèle probit de la probabilité de recevoir des prestations pour l'ensemble des travailleurs (PDRM ou non) ayant connu une cessation d'emploi. Les principales variables explicatives sont les suivantes : i) variable nominale [SEMAINES26], qui indique si la cessation d'emploi du travailleur a eu lieu entre juillet 1996 et décembre 1997 et montre les répercussions du resserrement des critères d'admissibilité de 20 à 26 semaines; ii) une variable nominale (BASEHRS), qui indique si la cessation de l'emploi a eu lieu après janvier 1997 et montre le contrecoup du passage d'une formule fondée sur les semaines à une formule fondée sur les heures[11]; et iii) une variable nominale (PDRM), qui indique si le travailleur fait partie des PDRM ou non. En outre, les variables i) et ii) sont également mises en interaction avec iii), ce qui permet de déterminer si un nombre démesuré de PDRM ont accusé un recul au chapitre de l'accès aux prestations d'assurance-chômage pendant les deux périodes visées par l'AE, par rapport à la période visée par l'AC. Nous intégrons également une variable nominale (NOUV), qui indique si le travailleur est un nouveau venu dans la population active[12], une série de variables nominales pour la saison, l'âge, le niveau de scolarité, la situation de famille et les enfants, ainsi que le salaire horaire au moment de la cessation d'emploi, le revenu équivalent du ménage[13], ainsi que le taux de chômage régional[14].

Nous estimons une deuxième version de ce modèle selon laquelle les variables nominales du sexe et de l'âge sont mises en interaction avec la variable PDRM et la variable des changements stratégiques, puisque nous avons fait valoir que ces deux groupes peuvent avoir été particulièrement touchés par les changements. Les résultats sont présentés au tableau 6.

---

11 Comme le resserrement des critères d'admissibilité pour les PDRM était toujours en vigueur après le 1er janvier 1997 (même s'il était exprimé selon la formule 910=26X35 heures plutôt que selon la formule des 26 semaines), les variables nominales SEMAINES26 et BASEHRS égalent 1 pour toutes les observations concernant des cessations d'emploi après janvier 1997. Les observations relatives aux cohortes 5 et 6 pour les cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996 ont seulement une variable nominale SEMAINES26=1.

12 Nous avons tenté de mettre certaines variables nominales en interaction avec cette variable, mais les résultats n'ont pas été statistiquement significatifs, de sorte que nous ne les présentons pas ici.

13 Le revenu du ménage est rajusté en fonction des économies d'échelle que peuvent réaliser les personnes qui vivent ensemble, selon le barème d'équivalence de l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE).

14 Le taux de chômage provincial varie selon la province et l'année, de sorte qu'il permet de tenir compte en partie de l'évolution de la conjoncture économique pendant notre période de référence.

TABLEAU 6

Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires, PDRM et non-PDRM
(écarts-types entre parenthèses)

Variable	Spécification 1	Spécification 2
Paramètre d'interception	-1,062* (0,063)	-1,086* (0,063)
Variable nominale=1 si RE en octobre-décembre	0,397 (0,025)	0,395* (0,025)
Variable nominale=1 si RE en janvier-mars	0,109* (0,031)	0,112* (0,031)
Variable nominale=1 si RE en avril-juin	0,121* (0,028)	0,122* (0,028)
Variable nominale=1 si après juillet 1996 (26 semaines nécessaires pour les PDRM)	0,010 (0,032)	0,013 (0,032)
Variable nominale=1 si après janvier 1997 (formule fondée sur les heures)	-0,088* (0,030)	-0,090* (0,030)
Variable nominale=1 si femme	0,114* (0,021)	0,160* (0,023)
Variable nominale=1 si entre 15 et 24 ans	-0,416* (0,036)	-0,383* (0,040)
Variable nominale=1 si entre 25 et 34 ans	-0,109* (0,026)	-0,111* (0,026)
Variable nominale=1 si 45 ans ou plus	-0,046 (0,028)	-0,048*** (0,028)
Variable nominale=1 si célibataire	-0,043*** (0,023)	-0,047** (0,023)
Variable nominale=1 si un enfant de < 18 ans à la maison	0,005 (0,024)	0,006 (0,024)
Taux de chômage provincial	0,118* (0,004)	0,118* (0,004)
Variable nominale=1 si salaire < 7,00 $ l'heure	-0,394* (0,044)	-0,386 (0,044)
Variable nominale=1 si salaire entre 7 $ et 10 $ l'heure	-0,236* (0,027)	-0,235* (0,027)
Variable nominale=1 si salaire entre 15 $ et 25 $ l'heure	0,031 (0,025)	0,035 (0,025)
Variable nominale=1 si salaire > 25 $ l'heure	-0,248* (0,040)	-0,242* (0,040)
Revenu équivalent du ménage[1]	-5,34E-6* (8,38E-7)	-5,47E-6* (8,40E-7)

TABLEAU 6 (suite)

Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires, PDRM et non-PDRM
(écarts-types entre parenthèses)

Variable	Spécification 1	Spécification 2
Variable nominale=1 si secondaire non terminé	0,168* (0,026)	0,171* (0,026)
Variable nominale=1 si aucun diplôme non universitaire	-0,030 (0,027)	-0,028 (0,027)
Variable nominale=1 si diplôme universitaire	-0,090* (0,030)	-0,092* (0,030)
Variable nominale=1 si PDRM	-0,353* (0,041)	—
Interaction variables nominales PDRM et 26 semaines nécessaires	-0,373* (0,066)	—
Interaction variables nominales PDRM et formule fondée sur les heures	0,406* (0,065)	—
Variable nominale=1 si nouveau venu	-0,100*** (0,054)	-0,100*** (0,055)
Interaction variables nominales PDRM et *femmes	—	-0,454* (0,055)
Interaction variables nominales PDRM et *hommes	—	-0,266* (0,054)
Interaction variables nominales PDRM *femmes et *26 semaines nécessaires	—	-0,262* (0,095)
Interaction variables nominales PDRM *hommes et *26 semaines nécessaires	—	-0,190** (0,096)
Interaction variables nominales PDRM *femmes et *formule fondée sur les heures	—	0,258* (0,095)
Interaction variables nominales PDRM *hommes et *formule fondée sur les heures	—	0,237** (0,095)
Interaction variables nominales PDRM *âgées de 15 à 24 ans et *26 semaines nécessaires	—	-0,585* (0,125)
Interaction variables nominales PDRM *âgées de 15 à 24 ans et formule fondée sur les heures	—	0,623* (0,140)

1 Selon les barèmes d'équivalence de l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE).
* significatif à un seuil de confiance de 99 p. 100.
** significatif à un seuil de confiance de 95 p. 100.
*** significatif à un seuil de confiance de 90 p. 100.

L'un des principaux résultats de l'analyse probit pour tous les travailleurs ayant connu une cessation d'emploi est que la variable PDRM est négative et significative, ce qui démontre que la probabilité de toucher des prestations est sensiblement moindre chez les PDRM que chez les travailleurs ordinaires (tableau 6, colonne 1). À remarquer également que la variable NOUV est négative et significative, ce qui signifie que la probabilité de toucher des prestations pour un nouveau venu est encore moins élevée qu'elle ne l'est pour les autres PDRM[15].

Du point de vue des effets de la politique publique, nous constatons que la variable SEMAINES26 n'est pas significative dans l'ensemble, résultat qui est raisonnable puisque les non-PDRM ne sont pas touchés par ce changement qui visait particulièrement les PDRM. Cependant, la variable BASEHRS est négative et significative, ce qui démontre que pour l'ensemble des travailleurs, l'adoption d'une formule fondée sur les heures a réduit l'admissibilité aux prestations. Le résultat de l'interaction des variables PDRM et SEMAINES26 est négatif et significatif, ce qui montre que le resserrement des critères d'admissibilité a réduit la probabilité qu'une PDRM touche des prestations. Cependant, le résultat de l'interaction des variables PDRM et BASEHRS est positif et significatif, ce qui montre que l'adoption d'une formule fondée sur les heures augmente la probabilité qu'une PDRM touche des prestations. Ainsi, les deux changements dans la politique publique ont eu sur l'ensemble des PDRM des effets opposés qui se sont annulés, ce qui vient confirmer les résultats tirés des tableaux descriptifs dont il a été question plus tôt.

La deuxième version de ce modèle (tableau 6, colonne 2) montre que les PDRM de sexe féminin sont moins susceptibles que les PDRM de sexe masculin de toucher des prestations (même si l'opposé est vrai chez les non-PDRM). À remarquer que même si les variables PDRMFEM et PDRMHOM (PDRM de sexe féminin et de sexe masculin) sont négatives, le coefficient de la variable PDRMFEM est plus important. La probabilité qu'une PDRM, homme ou femme, touche des prestations après le resserrement du critère d'admissibilité (par rapport aux critères initiaux) est réduite, puisque le résultat des interactions PDRMFEM et SEMAINES26 ainsi que PDRMHOM et SEMAINES26 est négatif et significatif, même si la réduction est plus importante chez les PDRM de sexe féminin. Enfin, chez toutes les PDRM, hommes ou femmes, l'adoption de la formule fondée sur les heures a eu un effet positif, de sorte que la probabilité de toucher des prestations revient pratiquement à son niveau d'avant juillet 1996. L'ampleur de cet effet d'atténuation est à peu près la même chez les hommes et chez les femmes. Ainsi, c'est le contrecoup plus marqué du resserrement du critère des 26 semaines chez les femmes qui fait que les PDRM de sexe féminin dans l'ensemble ont été défavorisées.

Les PDRM plus jeunes (15 à 24 ans) ont également été plus touchées que d'autres par les changements dans la politique, notamment par l'augmentation du nombre minimal de semaines requises. En fait, c'est chez les jeunes PDRM que les répercussions stratégiques sont les plus importantes.

---

15 Comme les nouveaux venus sur le marché du travail sont à la fois des PDRM et des NOUV, il faut additionner les deux coefficients pour calculer les répercussions totales chez un nouveau venu.

Après avoir examiné la probabilité de toucher des prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi pour l'ensemble des travailleurs (PDRM et non-PDRM), nous faisons maintenant une analyse plus détaillée des déterminants de la probabilité que les PDRM touchent des prestations (tableau 7). Nous estimons un modèle probit fondé sur deux grandes variables explicatives qui permettent de saisir les répercussions des changements stratégiques, soit, encore une fois, i) une variable nominale SEMAINES26 indiquant si la cessation d'emploi a eu lieu avant ou après le resserrement des critères d'admissibilité de 20 à 26 semaines (la période de juillet à décembre 1996); et ii) une variable nominale BASEHRS indiquant si la cessation d'emploi a eu lieu au moment où la formule fondée sur les semaines a été remplacée par la formule fondée sur les heures (après janvier 1997). Comme pour les premières estimations, nous avons intégré une série de variables nominales pour la saison, l'âge et le niveau de scolarité, de même que le salaire horaire au moment de la cessation d'emploi, le revenu équivalent du ménage (au moment du RE) et le taux de chômage régional.

TABLEAU 7
Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires, PDRM (écarts-types entre parenthèses)

Variable	Spécification 1	Spécification 2
Paramètre d'interception	-1,300* (0,138)	-1,417* (0,140)
Variable nominale=1 si RE en octobre-décembre	0,412* (0,055)	0,394* (0,056)
Variable nominale=1 si RE en janvier-mars	0,306* (0,067)	0,308* (0,067)
Variable nominale=1 si RE en avril-juin	0,097 (0,063)	0,090 (0,063)
Variable nominale=1 si après juillet 1996 (26 semaines nécessaires pour les PDRM)	-0,349* (0,065)	-0,034 (0,080)
Variable nominale=1 si après janvier 1997 (formule fondée sur les heures)	0,296* (0,062)	0,130*** (0,075)
Variable nominale=1 si femme	-0,021 (0,045)	-0,011 (0,047)
Variable nominale=1 si entre 15 et 24 ans	-0,250* (0,069)	0,066 (0,093)
Variable nominale=1 si entre 25 et 34 ans	0,040 (0,060)	0,036 (0,061)
Variable nominale=1 si 45 ans ou plus	-0,008 (0,071)	-0,035 (0,071)
Variable nominale=1 si célibataire	-0,223* (0,049)	-0,220* (0,050)
Variable nominale=1 si un enfant de < 18 ans à la maison	-0,153* (0,055)	-0,142** (0,057)

TABLEAU 7 (suite)
Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires, PDRM (écarts-types entre parenthèses)

Variable	Spécification 1	Spécification 2
Taux de chômage provincial	0,103* (0,010)	0,103* (0,010)
Variable nominale=1 si salaire < 7,00 $ l'heure	-0,337* (0,080)	-0,344* (0,081)
Variable nominale=1 si salaire entre 7 $ et 10 $ l'heure	-0,161* (0,055)	-0,145* (0,055)
Variable nominale=1 si salaire entre 15 $ et 25 $ l'heure	0,061 (0,064)	0,061 (0,064)
Variable nominale=1 si salaire > 25 $ l'heure	0,008 (0,101)	0,015 (0,101)
Revenu équivalent du ménage[1]	-2,33E-6 (1,77E-6)	-2,75E-6 (1,77E-6)
Variable nominale=1 si secondaire non terminé	0,219* (0,058)	0,246* (0,059)
Variable nominale=1 si aucun diplôme universitaire	-0,001 (0,060)	0,003 (0,061)
Variable nominale=1 si diplôme universitaire	-0,100 (0,064)	-0,110*** (0,065)
Variable nominale=1 si nouveau venu	-0,108*** (0,056)	-0,105*** (0,057)
Interaction variables nominales femmes et *enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	—	0,333** (0,140)
Interaction variables nominales femmes, *enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans et *26 semaines nécessaires	—	-0,746* (0,242)
Interaction variables nominales femmes, *enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans et *formule fondée sur les heures	—	-0,073 (0,251)
Interaction variables nominales âge 15 à 24 ans et *26 semaines nécessaires	—	-0,969* (0,144)
Interaction variables nominales âge 15 à 24 ans et *formule fondée sur les heures	—	0,607* (0,142)

1 Selon les barèmes d'équivalence de l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE).
* significatif à un seuil de confiance de 99 p. 100
** significatif à un seuil de confiance de 95 p. 100
*** significatif à un seuil de confiance de 90 p. 100

Nous estimons une deuxième version du modèle en y intégrant d'autres variables pour tenir compte des jeunes et des parents qui réintègrent la population active. En d'autres mots, nous intégrons des variables nominales pour les travailleurs de moins de 25 ans ayant connu une cessation d'emploi et dont l'enfant le plus jeune avait entre 6 et 10 ans. Ces variables sont mises en interaction avec les variables concernant les changements stratégiques, ce qui permet de déterminer si, oui ou non, les jeunes et/ou les parents qui réintègrent la population active ont subi des conséquences différentes des changements apportés dans les politiques, par rapport à d'autres PDRM (tableau 7). Enfin, nous estimons le modèle séparément pour les hommes et pour les femmes. Les résultats sont présentés au tableau 8.

TABLEAU 8
Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires, PDRM de sexe masculin et de sexe féminin (écarts-types entre parenthèses)

Variable	Hommes		Femmes	
Paramètre d'interception	-1,397*	-1,444*	-1,228*	1,405*
	(0,200)	(0,203)	(0,188)	-(0,195)
Variable nominale=1 si RE en octobre-décembre	0,447*	0,420*	0,397*	0,406*
	(0,076)	(0,077)	(0,081)	(0,083)
Variable nominale=1 si RE en janvier-mars	0,437*	0,461*	0,220**	0,215**
	(0,094)	(0,095)	(0,097)	(0,097)
Variable nominale=1 si RE en avril-juin	0,212**	0,219**	0,028	0,010
	(0,092)	(0,093)	(0,087)	(0,088)
Variable nominale=1 si après juillet 1996 (26 semaines nécessaires pour les PDRM)	-0,274*	-0,054	-0,373*	0,036
	(0,091)	(0,110)	(0,095)	(0,117)
Variable nominale=1 si après janvier 1997 (formule fondée sur les heures)	0,284*	0,092	0,300*	0,159
	(0,086)	(0,105)	(0,091)	(0,114)
Variable nominale=1 si entre 15 et 24 ans	-0,402*	-0,197	-0,121	0,313**
	(0,100)	(0,134)	(0,098)	(0,133)
Variable nominale=1 si entre 25 et 34 ans	-0,075	-0,097	0,170**	0,163***
	(0,089)	(0,090)	(0,084)	(0,085)
Variable nominale=1 si 45 ans ou plus	-0,039	-0,084	0,003	-0,037
	(0,104)	(0,105)	(0,100)	(0,101)
Variable nominale=1 si célibataire	-0,386*	-0,400*	-0,072	-0,049
	(0,077)	(0,077)	(0,068)	(0,069)
Variable nominale=1 si un enfant de < 18 ans à la maison	-0,151***	-0,094	-0,163**	-0,130
	(0,088)	(0,092)	(0,074)	(0,079)
Taux de chômage provincial	0,107*	0,109*	0,096*	0,097*
	(0,014)	(0,014)	(0,013)	(0,014)
Variable nominale=1 si salaire < 7,00 $ l'heures	-0,254***	-0,239***	-0,456*	-0,477*
	(0,135)	(0,135)	(0,103)	(0,104)

TABLEAU 8 (suite)

Régressions probit de la probabilité de toucher des prestations ordinaires, PDRM de sexe masculin et de sexe féminin (écarts-types entre parenthèses)

Variable	Hommes		Femmes	
Variable nominale=1 si salaire entre 7 $ et 10 $ l'heure	0,088 (0,079)	0,111 (0,079)	-0,370* (0,078)	-0,370* (0,079)
Variable nominale=1 si salaire entre 15 $ et 25 $ l'heure	0,075 (0,087)	0,082 (0,087)	0,055 (0,099)	0,054 (0,101)
Variable nominale=1 si salaire > 25 $ l'heure	-0,0002 (0,132)	-0,017 (0,133)	-0,004 (0,165)	0,009 (0,165)
Revenu équivalent du ménage[1]	-1,68E-6 (2,34)	-2,E-6 (2,32E-6)	-1,01E-6 (2,765E-6)	-1,3E-6 (2,83E-6)
Variable nominale=1 si secondaire non terminé	0,233* (0,076)	0,278* (0,078)	0,175*** (0,093)	0,163*** (0,095)
Variable nominale=1 si aucun diplôme universitaire	0,026 (0,093)	0,022 (0,093)	-0,021 (0,082)	-0,009 (0,083)
Variable nominale=1 si diplôme universitaire	0,014 (0,093)	0,012 (0,093)	-0,243* (0,091)	-0,259* (0,093)
Variable nominale=1 si nouveau venu	-0,071 (0,079)	-0,050 (0,080)	-0,116 (0,081)	-0,135 (0,083)
Variable nominale=1 si enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans	—	-0,824* (0,256)	—	0,404* (0,150)
Interaction variables nominales enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans et *26 semaines nécessaires	—	0,456 (0,442)	—	-0,818* (0,258)
Interaction variables nominales enfant le plus jeune entre 6 et 10 ans et *formule fondée sur les heures	—	0,241 (0,419)	—	-0,113 (0,267)
Interaction variables nominales âge 15 à 24 ans et *26 semaines nécessaires	—	-0,790* (0,196)	—	-1,225* (0,223)
Interaction variables nominales âge 15 à 24 ans et *formule fondée sur les heures	—	0,588* (0,191)	—	0,637* (0,221)

1 Selon les barèmes d'équivalence de l'Organisation de coopération et de développement économique (OCDE).

* significatif à un seuil de confiance de 99 p. 100

** significatif à un seuil de confiance de 95 p. 100

*** significatif à un seuil de confiance de 90 p. 100

En ce qui concerne les répercussions des changements stratégiques sur l'accès des PDRM aux prestations d'assurance-chômage, nous constatons que le resserrement des critères d'admissibilité de 20 à 26 semaines a eu pour effet de diminuer la probabilité qu'une PDRM touche des prestations, compte tenu des autres caractéristiques du travailleur. Les résultats montrent que la variable SEMAINES26 est négative et statistiquement significative (tableau 7, colonne 1). Cependant, l'adoption d'une formule fondée sur les heures plutôt que sur les semaines de travail correspond à une augmentation de l'accès aux prestations, comme en témoigne la variable BASEHRS, qui est positive et statistiquement significative (tableau 7, colonne 1). Ces deux résultats pour l'ensemble de la population des PDRM valent également pour les femmes et pour les hommes séparément. À remarquer que lorsque le modèle est estimé pour les travailleurs et pour les travailleuses séparément, les variables SEMAINES26 et BASEHRS sont négatives et positives, respectivement, et elles sont statistiquement significatives dans les équations des travailleurs et des travailleuses (tableau 8, colonnes 1 et 3).

Outre les changements apportés dans la politique publique, nous examinons également certains autres déterminants de la probabilité de toucher des prestations. Chez les PDRM, on constate que la probabilité de toucher des prestations d'assurance-chômage est moindre chez les 15 à 24 ans (par rapport aux 35 à 44 ans), chez les célibataires (par rapport aux travailleurs mariés), chez les travailleurs qui ont des enfants de moins de 18 ans (par rapport à ceux qui n'en ont pas), chez les travailleurs dont le salaire horaire est inférieur à 10,00 $ (par rapport à ceux dont le salaire se situe entre 10,00 $ et 14,99 $), et chez les travailleurs qui ont un diplôme universitaire (par rapport à ceux qui ont un diplôme d'études secondaires). En effet, les coefficients de chacune de ces variables nominales (ÂGE15-24, CÉLIB, ENF<18, RÉM<7, RÉM710 et UNIV) sont négatifs et statistiquement significatifs. À remarquer que ces résultats pour les jeunes travailleurs, les célibataires, les travailleurs qui ont des enfants de moins de 18 ans, le salaire horaire et le niveau de scolarité confirment les résultats de l'analyse descriptive sur la fréquence, présentés au tableau 5B. En ce qui concerne le niveau de scolarité, les travailleurs dont le niveau de scolarité est inférieur à celui du diplôme d'études secondaires ont une probabilité plus élevée de toucher des prestations d'assurance-chômage, car la variable <SECOND est positive et statistiquement significative. Enfin, le fait d'être un nouveau venu dans la population active (par rapport à un travailleur qui réintègre la population active) est associé à une diminution de l'accès aux prestations; en effet, le coefficient de la variable NOUV est négatif et statistiquement significatif.

Mais les effets sont-ils différents dans les groupes qui nous intéressent particulièrement (c'est-à-dire les jeunes et les mères qui réintègrent la population active)? Les résultats du tableau 7 (colonne 2) montrent que les deux groupes ont été particulièrement défavorisés par l'augmentation du nombre minimal de semaines que doivent avoir accumulé les PDRM pour être admissibles aux prestations; pour ce qui est des mères qui réintègrent la population active, ces répercussions n'ont pas été atténuées du tout par l'adoption de la formule fondée sur les heures et les jeunes, elles ont été atténuées en partie seulement. On peut présumer que l'incidence des changements stratégiques s'est manifestée surtout chez ces deux groupes, puisque si nous tenons compte des effets différentiels qu'ils ont subis, la variable SEMAINES26 n'est plus statistiquement significative pour l'ensemble des PDRM.

La dernière série de régressions donne des estimations séparées pour les PDRM de sexe masculin et de sexe féminin (tableau 8). On constate certaines différences dans les résultats de l'ensemble des PDRM, et des hommes et des femmes séparément, lorsqu'on tient compte de divers déterminants de la probabilité de toucher des prestations. Par exemple, chez les hommes, la présence d'enfants de moins de 18 ans n'est pas associée à une réduction de la probabilité d'avoir accès aux prestations (par rapport aux hommes qui n'ont pas d'enfants); à remarquer que la variable ENF<18 n'est pas significative. Cependant, chez les PDRM de sexe masculin, la présence d'enfants âgés de 6 à 10 ans est associée à une réduction de la probabilité d'avoir accès aux prestations, puisque la variable ENF610 est négative et significative. Chez les femmes, la présence d'enfants de moins de 18 ans est associée à une réduction de la probabilité de toucher des prestations, tout comme la présence d'enfants âgés de 6 à 10 ans; à remarquer que les variables ENF<18 et ENF610 sont négatives et significatives (tableau 8).

En ce qui a trait aux répercussions de la politique publique, les femmes qui ont des enfants âgés de 6 à 10 ans affichent une réduction importante de l'accès aux prestations par suite de l'augmentation du nombre minimal de semaines requises, sans augmentation équivalente de l'accès attribuable à l'adoption de la formule fondée sur les heures. Cette réduction importante de l'accès aux prestations ne se retrouve pas chez les hommes qui ont des enfants âgés de 6 à 10 ans.

5. *Les expériences des PDRM en matière d'AC/d'AE*

Cette section renferme certaines données relatives aux expériences qu'ont connues les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (PDRM) en matière d'assurance-chômage (AC) ou d'assurance-emploi (AE), par rapport aux bénéficiaires de prestations ordinaires. D'abord, chez les travailleurs qui ont touché des prestations par suite d'une demande présentée dans les cinq semaines suivant la cessation de l'emploi sélectionné pour l'échantillon, comment la durée des prestations se compare-t-elle pour les PDRM par rapport aux non-PDRM (compte tenu que les PDRM sont beaucoup moins susceptibles d'avoir droit à des prestations)? Chez les PDRM qui ont droit aux prestations (et il faut se souvenir que pour être admissibles aux prestations, les PDRM doivent répondre à des critères d'admissibilité plus stricts que les autres prestataires), la durée moyenne des prestations est d'environ trois semaines de moins que chez les non-PDRM (32,5 semaines par rapport à 35,6 semaines pendant la période postérieure à janvier 1997 — voir le tableau 9). La répartition montre clairement que chez les PDRM, la durée des prestations est plus susceptible d'être de 14 à 25 semaines ou de 26 à 35 semaines et moins susceptible d'être de 36 à 45 semaines que chez les non-PDRM. Il convient de remarquer également que la durée des prestations est nécessairement inférieure à 45 semaines pendant la période de l'AE, tant pour les PDRM que pour les autres travailleurs, puisque la durée maximale des prestations a été réduite.

TABLEAU 9
Moyenne et répartition des périodes de prestations en semaines pour les prestataires qui étaient admissibles à des prestations

	Cessations d'emploi avant juillet 1996	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997
Non-PDRM			
Moyenne	35,7	34,3	35,6
pourcentage de 14 à 25 semaines	14,8	17,2	13,4
pourcentage de 26 à 35 semaines	33,5	36,4	31,4
pourcentage de 26 à 35 semaines	37,8	46,5	55,2
pourcentage > 45 semaines	13,9	0,0	0,0
PDRM			
Moyenne	32,6	33,3	32,5
pourcentage de 14 à 25 semaines	26,1	20,3	19,3
pourcentage de 26 à 35 semaines	37,1	42,9	46,0
pourcentage de 36 à 45 semaines	28,3	36,8	34,7
pourcentage > 45 semaines	8,5	0,0	0,0

Le tableau 10 compare les raisons pour lesquelles les prestations se terminent chez les PDRM par rapport aux non-PDRM[16]. Les PDRM sont plus susceptibles d'avoir épuisé leurs prestations que les non-PDRM (38,1 p. 100 par rapport à 31,4 p. 100 dans la période postérieure à 1997). Les non-PDRM sont plus susceptibles de voir leurs prestations cesser à 52 semaines (c'est-à-dire que la période de prestations prend fin avant que les prestations soient épuisées). La probabilité qu'une période de prestations cesse avant que les prestations soient épuisées (probablement en raison du fait que les prestataires ont trouvé un nouvel emploi, dans la plupart des cas) est à peu près la même dans les deux groupes (après janvier 1997).

TABLEAU 10
Code de cessation des prestations[1*]

	Cessations d'emploi avant juillet 1996	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997
Non-PDRM			
expiration (le prestataire cesse de demander des prestations avant qu'elles ne soient épuisées)	50,6	51,3	47,4
épuisement (le prestataire a utilisé toutes ses semaines de prestation)	28,1	30,0	31,4
cessation à 52 semaines (la période de prestation prend fin avant l'épuisement des prestations)	21,3	18,7	21,3
PDRM			
expiration (le prestataire cesse de demander des prestations avant qu'elles ne soient épuisées)	44,0	57,1	47,3
épuisement (le prestataire a utilisé toutes ses semaines de prestation)	40,8	29,0	38,1
période de prestation prend fin avant l'épuisement des prestations)	15,1	14,0	14,6

1 À l'exclusion des demandes de prestations qui ne sont pas terminées et des demandes auxquelles la Commission a mis fin pour d'autres raisons.
* nombre dans chaque catégorie divisé par le nombre total des demandes de prestations qui ont pris fin.

16 De toute évidence, il s'agit uniquement des périodes de prestations qui ne sont plus en cours, et nous n'avons pas tenté de déterminer s'il y avait une différence à ce chapitre entre les PDRM et les non-PDRM.

Enfin, le tableau 11 montre que chez les PDRM qui ont touché des prestations d'AC ou d'AE, le montant des prestations hebdomadaires moyennes était moins élevé que chez les non-PDRM, ce qui n'est pas surprenant si l'on se souvient que le salaire des PDRM est moins élevé. Après janvier 1997, les prestations moyennes des PDRM représentent 82,2 p. 100 du montant des prestations hebdomadaires moyennes des non-PDRM (236 $ par semaine par rapport à 287 $). Chez les jeunes PDRM, les prestations hebdomadaires moyennes étaient encore moins élevées, soit 176 $.

TABLEAU 11
Moyenne hebdomadaire des prestations ordinaires d'AC/d'AE (écarts-types entre parenthèses)

	Cessations d'emploi avant juillet 1996	Cessations d'emploi entre juillet et décembre 1996	Cessations d'emploi entre janvier et décembre 1997
Non-PDRM	283 (1,748)	282 (1,875)	287 (1,583)
PDRM	225 (3,669)	218 (5,739)	236 (3,669)
PDRM de 15 à 24 ans	187 (6,19)	155 (6,81)	176 (4,68)

6. Conclusions

Notre principale réalisation, dans le cadre de ce projet de recherche, a été d'identifier les personnes qui deviennent ou redeviennent membres de la population active (PDRM) et qui connaissent une cessation/une interruption d'emploi. Les PDRM doivent répondre à des critères d'admissibilité plus stricts pour avoir droit aux prestations d'AC ou d'AE, de sorte qu'il n'est pas avantageux pour un travailleur de faire partie de ce groupe. Il est également important d'en savoir plus au sujet des PDRM si nous voulons comprendre les tendances dans les taux de réception de l'AC/l'AE, car si le nombre des PDRM augmente, les taux de réception diminueront (puisqu'il est plus difficile pour les PDRM d'établir leur admissibilité que pour d'autres travailleurs en chômage).

À partir d'une combinaison de données tirées de l'Enquête canadienne par panel sur l'interruption d'emploi (ECPIE) et de données administratives de l'AC/l'AE, nous constatons que les PDRM constituent environ le quart de toutes les personnes qui ont subi une cessation d'emploi — une proportion assez significative et donc un groupe important qu'il faut comprendre. Qui est le plus susceptible de faire partie des PDRM? Les jeunes travailleurs (moins de 25 ans) affichent la plus forte probabilité de faire partie des PDRM; viennent ensuite les personnes dont le salaire horaire est très faible et/ou le revenu familial peu élevé (on peut supposer qu'il s'agit souvent des mêmes personnes). De plus, certaines mères dont le plus jeune enfant a entre 6 et 10 ans, qui sont susceptibles de réintégrer la population active après s'en être retirées pendant un certain temps pour élever des enfants d'âge préscolaire, présentent des probabilités relativement élevées de faire partie des PDRM si elles connaissent une cessation d'emploi. Cependant, si nous examinons le groupe des travailleurs qui *sont* effectivement des PDRM, les trois quarts n'ont pas d'enfants, 65 p. 100 sont célibataires et 40 p. 100 ont moins de 25 ans.

Les PDRM sont très peu susceptibles de toucher des prestations, que ce soit en vertu de l'AC ou de l'AE. Les taux de réception chez les PDRM qui connaissent une cessation d'emploi représentent environ la moitié de ceux des autres prestataires. Seulement 15 p. 100 des jeunes PDRM qui connaissent une cessation d'emploi signalent avoir touché des prestations. Parmi les PDRM qui touchent des prestations, la durée des périodes est inférieure d'environ trois semaines à celle des non-PDRM et les taux hebdomadaires de prestations ne représentent qu'environ 80 p. 100 des taux des non-PDRM.

En plus de brosser le portrait des PDRM ayant connu une cessation d'emploi, cette recherche a tenté d'évaluer les répercussions du passage de l'AC à l'AE sur l'accès des PDRM aux prestations d'assurance-chômage ou d'assurance-emploi. Deux aspects des changements apportés au programme sont particulièrement importants pour l'accès des PDRM aux prestations : 1) le 1er juillet 1996, les critères d'admissibilité ont été resserrés pour les PDRM, passant de 20 à 26 semaines; 2) l'adoption d'une formule fondée sur les heures de travail plutôt que sur les semaines a modifié l'admissibilité (cependant, compte tenu des données actuellement disponibles, nous ne pouvons que faire une évaluation partielle des répercussions de ce deuxième changement).

Les statistiques descriptives tout comme les résultats de l'analyse à plusieurs variables nous amènent à conclure que l'augmentation du nombre minimal de semaines de travail que les PDRM doivent accumuler pour être admissibles aux prestations a réduit sensiblement leur accès aux prestations, particulièrement dans le cas des jeunes PDRM et des mères qui réintègrent le marché du travail. Par contre, pour la plupart des PDRM, l'adoption d'une formule fondée sur les heures de travail a atténué ce résultat, de sorte que pour de nombreuses PDRM, la réduction nette dans l'accès aux prestations par suite de l'adoption de l'AE est très limitée.

L'un des objectifs officiels du resserrement des critères d'admissibilité dans le cas des PDRM était de restreindre l'accès des travailleurs plus jeunes au programme, afin de les encourager à fournir un effort de travail raisonnable et ainsi réduire la probabilité qu'ils prennent l'habitude de compter sur le régime. Dans l'ensemble, les changements apportés au programme ont eu pour effet de réduire l'accès aux prestations de ce groupe (comme en témoigne particulièrement l'analyse à plusieurs variables). Cependant, il est important de replacer dans sa juste perspective la *nécessité* de réduire l'accès aux prestations. Notre recherche a montré que les jeunes PDRM sont en réalité *très peu nombreux* à toucher des prestations d'AC ou d'AE (seulement 15 p. 100). Comme le taux de chômage dans ce groupe était de 16,7 p. 100 en 1997[17], il faut prendre en considération les difficultés que ce resserrement des critères d'admissibilité peut occasionner.

17 Cansim, D980405.

Notes biographiques

Professeure au Département d'économique de l'Université Dalhousie, Shelley Phipps est titulaire d'un doctorat en économie de l'Université de la Colombie-Britannique qu'elle a décroché en 1987. Sa thèse avait porté sur l'évaluation de la réforme de l'assurance-chômage. Depuis, elle a publié divers ouvrages sur l'AC/l'AE, notamment plusieurs études pour le compte de DRHC : (« L'accès potentiel aux prestations de maternité et parentales au Canada », « Comparaison des prestations de maternité et des prestations parentales à l'échelle internationale », « The Role of UI in the Income Security Framework » (avec L. Osberg), ainsi que « The Income Distributional and Redistributional Consequences of Unemployment Insurance » (avec L. Osberg). Ses recherches actuelles portent sur le bien-être économique des enfants, la comparaison des politiques sociales de divers pays, la pauvreté et l'inégalité et les processus décisionnels au sein des familles.

Fiona MacPhail, qui a obtenu un doctorat en économie de l'Université Dalhousie en 1996, est membre de la Faculté d'économique de l'University of Northern British Columbia, où elle donne des cours sur l'économie du travail, la pauvreté, l'inégalité et le développement, ainsi que la macro-économique intermédiaire. Parmi ses publications récentes, on retrouve des articles sur l'inégalité des salaires dans les revues *Cambridge Journal of Economics, Applied Economics,* et *International Review of Applied Economics*.

Martha MacDonald, qui détient un doctorat du Boston College, est professeure d'économie à l'Université Saint Mary's. Ses recherches ont porté récemment sur la restructuration du marché du travail et la réforme de la sécurité sociale. En collaboration avec GTA/ARC, elle a participé à l'évaluation de la Stratégie du poisson de fond de l'Atlantique de DRHC, dans le cadre de laquelle elle a mené une étude spéciale sur les questions touchant les ménages et les sexes. Elle a récemment publié un article intitulé « Gender and Social Security Reform: Pitfalls and Possibilities » dans *Feminist Economics,* vol. 4:1, 1998.

Bibliographie

SATIN, A. et Shastry, W. *Survey Sampling: A Non-Mathematical Guide Second Edition, Statistics Canada,* Cat. No.12-602E, 1993.

PHIPPS, Shelley et Peter BURTON. « Collective Models of Family Behavior: Implications for Economic Policy », *Canadian Public Policy*, 22:2, 129-143, 1996.

LUNDBERG, Shelly, Robert POLLAK et Terry WALES. « Do Husbands and Wives Pool Their Resources? Evidence from the UK Child Benefit », *Journal of Human Resources,* 32(3), (été 1997) 463-80.